

I. S. B. N.: 84-500-8567-5
Depósito legal: M. 7.502-1983
Imprime: Gráficas Reunidas, S. A., Av. de Aragón, 56 - Madrid-27

««.- 12 430

UN ESTUDIO ECONOMETRICO DE LA
TASA DE VARIACIÓN DEL EMPLEO
EN LA ECONOMÍA ESPAÑOLA

Antonio Espasa

Banco de España. Servicio de Estudios
Estudios Económicos, n.º 32, 1983

Quiero agradecer, ante todo, la colaboración de María Luisa Rojo como ayudante de investigación, sin la cual este trabajo nunca se hubiese realizado. Asimismo, quiero agradecer a José Luis Malo de Molina y a José Pérez las múltiples discusiones mantenidas sobre el tema, que tanto han contribuido a mejorar la versión final. También me he beneficiado mucho de los comentarios que me han hecho, a versiones anteriores de este trabajo, los economistas del Servicio de Estudios del Banco de España, y, en particular, Luis Ángel Rojo, Julio Rodríguez y Ana Sánchez, así como las de José María Viñals en su estancia en el Banco de España en julio de 1982. No obstante, deseo resaltar con especial énfasis que yo soy el único responsable de las inexactitudes y errores que el trabajo contiene. Finalmente, deseo agradecer a María Cruz Sanz su paciente colaboración en la labor mecanográfica y a Rafael Martínez Ibáñez y Valeriano García Sanz por su colaboración en los gráficos de este documento.

ÍNDICE

Páginas

Introducción	11
Los datos utilizados	13
Un estudio univariante de la serie de asalariados	17
Variables explicativas para la especificación de un modelo sobre la determinación del empleo	29
Un modelo teórico de determinación de la tasa de variación del empleo	40
La producción y la productividad en condiciones normales de utili- zación de los factores de producción	45
Estimaciones iniciales del modelo econométrico	55
Efectos tendenciales en la evolución reciente del empleo	63
Conclusiones	83
Bibliografía	89
Apéndice-Datos estadísticos, por Julio Rodríguez	91

ÍNDICE DE CUADROS

Páginas

1. Listado de las variables del modelo econométrico	16
2. Estadísticos sobre la serie de empleo y sus primeras diferencia- ciones	22
3. Estimaciones de modelos univariantes para el empleo	22
4. Estimaciones de los modelos de empleo	57
5. Estimaciones del empleo con distintas productividades y ten- dencias	65
6. Estimaciones de los principales modelos con distintas variables salario por unidad de producto	79
7. Resumen de los principales modelos estimados para la tasa de variación del empleo	87

ÍNDICE DE GRÁFICOS

	<i><u>Páginas</u></i>
1. Serie anual de empleo 1965-1980	18
2. Tasas de variación del empleo en el sector no agrícola privado	19
3. Correlograma y correlograma parcial de $ALEIN$ y A^2LEIN	21
4. Residuos del modelo (8)-(1967-1980).	28
5. Tasas de crecimiento de la producción en pesetas constantes, sector no agrícola privado $ALICPIB$).	30
6. Tasas de crecimiento del deflactor de la inversión y predicciones de la misma	33
7. Serie $CUC12$	34
8. Precios relativos del capital respecto al PIB	35
9. Precios relativos del trabajo, energía y capital respecto al PIB	36
10. Precios relativos del trabajo y la energía respecto al capital	37
11. Precios relativos del trabajo respecto la energía y el capital	38
12. PIB trimestral (desestacionalizado) del sector no agrícola, a precios constantes, y su tendencia	46
13. PIB (pesetas constantes) sector no agrícola privado, defaultado por personas ocupadas de dicho sector.	50
14. Tasas trimestrales de crecimiento del PIB no agrario (pesetas constantes) desestacionalizado y de las estimaciones de su tendencia	51
15. Desviación (en porcentaje) del PIB no agrario sobre la tendencia y tasas de crecimiento del PIB no agrario privado.	53
16. Empleo y salarios.	58
17. Descomposición del modelo [27].	60
18. Descomposición del modelo [33].	68
19. Descomposición del modelo [34].	69
20. Descomposición del modelo [40].	73
21. Salarios por unidad de producto: $SEPO$, $SEP014$, $SEP014$ y $SAL14$	77
22. Descomposición del modelo [50].	81

ÍNDICE DE VARIABLES Y SÍMBOLOS UTILIZADOS EN EL TEXTO

EN	Asalariados mayores de dieciséis años del sector no agrícola sin administraciones públicas (gráfico 1).
EIN	Es la variable EN puesta en número índice con base 100 en 1970.
LEIN	Logaritmo de EIN (cuadro 1).

LEN	Logaritmo de EN (cuadro 1).
A	Operador de primeras diferencias (véase sección 2).
L	Operador de retardos (véase sección 2).
CPIB	Producto interior bruto del sector no agrario sin administraciones públicas, a coste de factores, medido en pesetas constantes.
ICPIB	Es la variable CPIB puesta en número índice con base 100 en 1970.
LICPIB	Logaritmo de ICPIB.
CUC12	Coste de uso del capital (véase fórmula 11).
PI	Deflactor de la inversión en bienes de equipo y material de transporte.
B	Rendimiento interno de las obligaciones no eléctricas con vida media superior a siete años.
B312	Tasa de depreciación del capital: 0,1 hasta 1975, 0,106 en 1976, 0,112 en 1977, 0,118 en 1978 y 0,125 a partir de 1979.
PP	Valor esperado de la tasa de PI.
DJ	Variables artificiales con el valor uno en el año J y ceros en las demás observaciones.
ICUC12	Serie CUC12 puesta en número índice.
UC12	Ver definición en fórmula (13).
IUC12	Serie UC12 puesta en número índice.
K.12	Coste de uso del capital dividido por el deflactor del PIB, denominado precio relativo del capital (véase fórmula 14 y gráfico 8).
PIB	Producto interior bruto no agrario (gráfico 12).
LST	Logaritmo del cociente entre masa salarial y producción, ambos en pesetas corrientes y referidos al sector no agrícola sin administraciones públicas (gráfico 16 y fórmula 17).
SALÍ	Logaritmo del cociente entre masa salarial partida por asalariados mayores de dieciséis años y producción partida por ocupados mayores de dieciséis años, del sector no agrícola sin administraciones públicas (gráfico 16 y fórmula 18).
POR	Producción del sector no agrícola sin administraciones públicas dividida por el número de ocupados mayores de dieciséis años del sector (curva A del gráfico 13).

POM	Producción del sector no agrícola sin administraciones públicas dividida por el valor máximo hasta el presente, del número de ocupados mayores de dieciséis años en el sector (fórmula 19 y curva c del gráfico 13).
SEPO	Logaritmo del cociente entre masa salarial partida por el número de asalariados mayores de dieciséis años y la variable POM (fórmula 20, gráfico 16 y cuadro 1).
SAL 14	Se define como SALÍ, pero referida a ocupados y asalariados mayores de catorce años.
SEPO 14	Se define como SEPO, pero referida a ocupados y asalariados mayores de catorce años.

INTRODUCCIÓN

En esta investigación se procesa a fondo la información homogénea disponible sobre empleo, producción, salarios y productividad, a través de modelos econométricos anuales uniecuacionales, con el objetivo de que el lector, al final, tenga un mayor conocimiento de cuáles son las características fundamentales que dominan en la relación de los datos observados para las mencionadas variables en la economía española, durante el período 1966-80. En la sección 9, de conclusiones, se propone una síntesis de tales características. Dadas las enormes deficiencias de los modelos utilizados, los resultados de la sección 9 no se obtienen sobre la base de un único modelo, sino de la comparación entre sí de los distintos esquemas considerados. De hecho, el modelo propuesto (33), no se valida tanto en sí mismo, como dentro del conjunto de los modelos analizados, al considerar los inconvenientes de cada uno de ellos. Esto nos lleva a advertir al lector interesado en extraer conclusiones del ejercicio empírico que aquí se expone, que tales conclusiones no debe obtenerlas sobre la base de este o aquel modelo, pues todos tienen deficiencias graves, sino a partir de un enjuiciamiento conjunto de las diferentes estimaciones presentadas.

Aparte de las conclusiones que se puedan sacar de este ejercicio cuantitativo, el trabajo puede ser de interés en cuanto que ilustra una metodología de investigación empírica, que creemos recomendable para otras investigaciones. El primer paso ante cualquier problema empírico es recoger la información disponible y, en función de ella, determinar las dimensiones del estudio. Esto se realiza en la sección 2. A continuación, sección 3, se realiza un análisis univariante del empleo, que sirve para destacar las características principales de tal serie temporal y para establecer los

logros mínimos que se pueden obtener al realizar un ajuste econométrico sobre la misma. Para esto último disponemos de un conjunto de posibles series explicativas y en la sección 4 se explora la potencialidad de dichas series como determinantes del empleo. A partir de las decisiones tomadas en el punto anterior necesitamos un modelo teórico que nos relacione nuestra variable de interés, empleo, con las otras. Este modelo se especifica en la sección 5. En él, al igual que ocurre muchas veces con modelos macroeconómicos, entran variables que no son directamente observables y necesitamos estudiar la forma de aproximarlas. A ello se dedica la sección 6. Por último, y a partir de la especificación inicial obtenida en el epígrafe anterior, tenemos que realizar un proceso de estimación y comprobación de resultados hasta llegar a un modelo final. Este proceso se realiza en las secciones 7 y 8 y en él se pone especial énfasis en estimar las características dinámicas del modelo, en discriminar entre distintas variables explicativas que utilizan diferentes medidas de productividad y en detectar si, a lo largo de la muestra, se ha dado un cambio, en la tasa natural del empleo, en el efecto que los salarios tienen sobre el mismo o en ambos.

LOS DATOS UTILIZADOS

El primer problema con que nos encontramos reside en que sobre la mayor parte de las variables económicas que entran en este trabajo no existen series históricas homogéneas, de suficiente Habilidad y con periodicidad inferior a la anual, por lo que se ha optado por realizar el estudio sobre la base de *datos anuales*.

La investigación que aquí nos ocupa debiera conducirse a un nivel de agregación sectorial tal que pudiera decirse, que en cada sector, variables como el empleo, el salario, la productividad, etc., han experimentado una evolución homogénea en los distintos sub-agregados. Sin grandes reflexiones sobre el tema, se puede decir que eso supondría, al menos, tener que especificar, en el marco no agrícola privado de la economía, sectores diferentes como industria, construcción y servicios. Pero de nuevo, al abordar el trabajo con un nivel de desagregación sectorial, se acrecientan los problemas de heterogeneidad entre las distintas series estadísticas y aparecen síntomas claros de errores en los datos. Consideraciones similares habría que hacerlas sobre el nivel de agregación de la población trabajadora. En ella habría que distinguir grupos por sexo y edad y quizá también por educación, pues es comúnmente aceptado que se trata de grupos no agregables entre sí. La información disponible sobre la economía española tampoco permite realizar el estudio en tales coordenadas. Por todo ello, el *sector* elegido para este trabajo ha sido el *no agrícola sin administraciones públicas*, que para abreviar le denominaremos sector privado no agrícola, referido a *asalariados mayores de dieciséis años*.

El nivel de agregación en que nos vemos forzados a desenvolvernos puede ser razón suficiente para descalificar esta investigación econométrica y cualquier otra que hoy en día pueda hacerse sobre el empleo en nuestra economía. Nuestras pretensiones en

este trabajo no han sido obviar las críticas que tan justamente se pueden hacer en dicha dirección, sino explorar la posibilidad de estimar determinadas relaciones económicas aun en este marco tan imperfecto, convencidos de que el examen de los resultados obtenidos será más ilustrativo y esclarecedor, dentro de las incertidumbres en que será necesario moverse por los motivos apuntados, que el no disponer de ningún trabajo cuantitativo. Asimismo, es posible que los resultados que obtengamos ilustren sobre el nivel indispensable de agregación sectorial y de población en que sería recomendable moverse. Al tiempo que en este punto reclamamos la paciencia del lector para presentarle nuestros resultados, queremos manifestar que, en nuestra opinión, no será posible realizar trabajos cuantitativos sobre el empleo en España, que supongan una aproximación aceptable de dicho contexto económico, hasta que no se disponga de una información exhaustiva sobre todas las facetas de empleo, paro y salarios a unos niveles suficiente y homogéneamente desagregados. Al mismo tiempo, estamos convencidos de que la inversión pública necesaria para institucionalizar un proceso sistemático de recogida de la mencionada información será altamente rentable, pues el mejor conocimiento del sistema que se logrará con ello, llevará a medidas de política económica más eficaces.

Uno de los objetivos de este trabajo es relacionar el empleo con los salarios, por lo que se eligió como variable dependiente el conjunto de asalariados en vez de el de ocupados. En el período considerado, la legislación laboral ha cambiado de forma que, en el actual estatuto de los trabajadores, queda prohibido el trabajo a los menores de dieciséis años, y, por consiguiente, no se dispone ya de información sobre la población trabajadora entre catorce y dieciséis años. Esto nos decidió a referir nuestras variables de empleo a las personas mayores de dieciséis años. Estas series hubo que estimarlas hacia atrás, utilizando las tasas experimentadas por la población mayor de catorce años, pero esto puede ser incorrecto, ya que tales tasas diferirán, de las experimentadas por la población de mayores de dieciséis años, debido a la tendencia secular al descenso en la ocupación entre los catorce y dieciséis años (1). En este sentido hubiese sido preferible utilizar la población de mayores de catorce años, extrapolando el estrato correspondiente a personas entre catorce y dieciséis años, para la parte

(1) Estoy agradecido a Jesús Albarracín por señalarme este punto.

reciente de la muestra, hasta que tal estrato no contuviese a ningún trabajador.

Al comenzar este estudio, la muestra disponible abarcaba el período 1964 a 1980, ambos inclusive. No obstante, la tasa de crecimiento de la serie de asalariados computada para 1965 era del 10 %, valor anormalmente alto y que hacía suponer que existía algún error para tales años, por lo que se utilizó la muestra *desde 1966 a 1980*. En este trabajo se emplea, salvo indicación en contrario, la *transformación logarítmica* de las series originales y las tasas de crecimiento de las mismas se aproximan mediante su correspondiente diferencia de logaritmos. El operador de diferencias lo representaremos por Δ y es tal que aplicado a una serie X_t la transforma según la expresión:

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$$

Utilizaremos también el operador de retardos L , que aplicado j veces sucesivas a una serie la retarda j períodos, es decir:

$$L^j X_t = X_{t-j}$$

De la notación anterior se desprende que:

$$\Delta = (1 - L)$$

En el apéndice 1 se presentan los datos de base, elaborados por Julio Rodríguez (2), para la construcción de las variables utilizadas en este trabajo.

Como ya hemos mencionado, la variable de interés en este estudio son los asalariados mayores de dieciséis años del sector no agrícola sin administraciones públicas, EN. Nosotros utilizaremos dicha serie expresada en términos de números índice con base 100 en 1970, en cuyo caso la denominaremos EIN y a su transformación logarítmica LEIN. El listado de esta última se da en el cuadro 1. Si denominamos LEN a la transformación logarítmica de EN, tenemos que la LEIN y LEN sólo difieren entre sí por un término constante, con lo que dicha diferencia desaparece al considerar las primeras diferencias de tales series. Por ello, a lo largo del trabajo se utiliza indiferentemente ALEN o ALEIN.

(2) Servicio de Estudios del Banco de España.

En el cuadro 1 se incluyen también las variables ALICPIB y SEPO, así como los componentes de esta última. Todas ellas se describen más adelante.

CUADRO 1

LISTADO DE LAS VARIABLES DEL MODELO ECONOMETRICO

N.º	Fecha	LEIN	ALEIN	LICPIB	ALICPIB	SEPO
1	1966	4,4774	,01222	4,32150	,08078	,04434
2	1967	4,51	,03265	4,37422	,05272	,05278
3	1968	4,5346	,02456	4,44821	,07399	,02192
4	1969	4,5626	,02803	4,54704	,09883	,02519
5	1970	4,6052	,04255	4,60517	,05813	,00000
6	1971	4,6572	,05208	4,65414	,04897	,00195
7	1972	4,6858	,02856	4,75172	,09758	,05623
8	1973	4,6946	,00883	4,83593	,08421	,08588
9	1974	4,7138	,01920	4,88988	,05395	,07278
10	1975	4,7155	,00162	4,90168	,01179	,10340
11	1976	4,7104	-.00511	4,92985	,02818	,11934
12	1977	4,7152	,00484	4,96789	,03804	,11063
13	1978	4,6828	-.03238	4,9877	,01981	,14318
14	1979	4,656	-.02686	4,9942	,0065	,1431
15	1980	4,6094	-.04659	4,9983	,0041	,1814

CUADRO 1 (cont.)

COMPONENTES DE LA VARIABLE SEPO

Año	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1964	3,746	4,365	3,7916	4,4387	,028143
1965	3,9265	4,4652	3,9532	4,4943	,002409
1966	4,1037	4,4774	4,0941	4,5121	,044343
1967	4,242	4,51	4,2194	4,5403	,052776
1968	4,3435	4,5346	4,3487	4,5597	,021924
1969	4,4797	4,5626	4,4785	4,5866	,025186
1970	4,6052	4,6062	4,6052	4,6052	,000000
1971	4,7596	4,6572	4,729	4,6286	,001946
1972	4,972	4,6858	4,8993	4,6694	,056228
1973	5,1726	4,6946	5,0858	4,6937	,085884
1974	5,3831	4,7138	5,3139	4,7174	,072777
1975	5,5835	4,7155	5,482	4,7174	,10343
1976	5,7794	4,7104	5,6671	4,7174	,11937
1977	6,0128	4,7152	5,9049	4,718	,11063
1978	6,225	4,6828	6,117	4,718	,14318
1979	6,3615	4,656	6,2804	4,718	,14309
1980	6,4888	4,6094	6,416	4,718	,18142

- (1) Logaritmo de la masa salarial (en número índice) bruta del sector privado no agrícola.
(2) LEIN.
(3) Logaritmo del producto interior bruto (en número índice) del sector privado no agrícola, a coste de factores, en pesetas corrientes.
(4) Logaritmo de OM puesta en número índice.
(5) SEPO = (1) - (2) - (3) + (4).

UN ESTUDIO UNIVARIANTE DE LA SERIE DE ASALARIADOS

En el gráfico 1 se representa la serie LEN y en él observamos una tendencia ascendente del empleo hasta 1975 y una tendencia negativa a partir de 1977. Más interesante resulta fijarnos en las tasas de crecimiento del empleo recogidas en la serie ALEIN y representadas en el gráfico 2. En dichas tasas se observa un decrecimiento lineal, con ciertas oscilaciones, a partir de 1971. Para captar este comportamiento no estacionario, dígame evolutivo, de ALEIN, dos son los procedimientos principales a seguir. Uno consiste en postular que el carácter evolutivo de ALEIN es estocástico y proponer para tal variable un modelo del tipo:

$$\Delta \text{LEIN}_t = \Delta \text{LEIN}_{t-1} + c + \eta_t, \quad [1]$$

en donde c es una constante y η_t sigue un proceso estocástico estacionario. Otro consiste en suponer que la tendencia de ALEIN es de carácter determinístico, en cuyo caso ALEIN puede considerarse generada por un modelo del tipo:

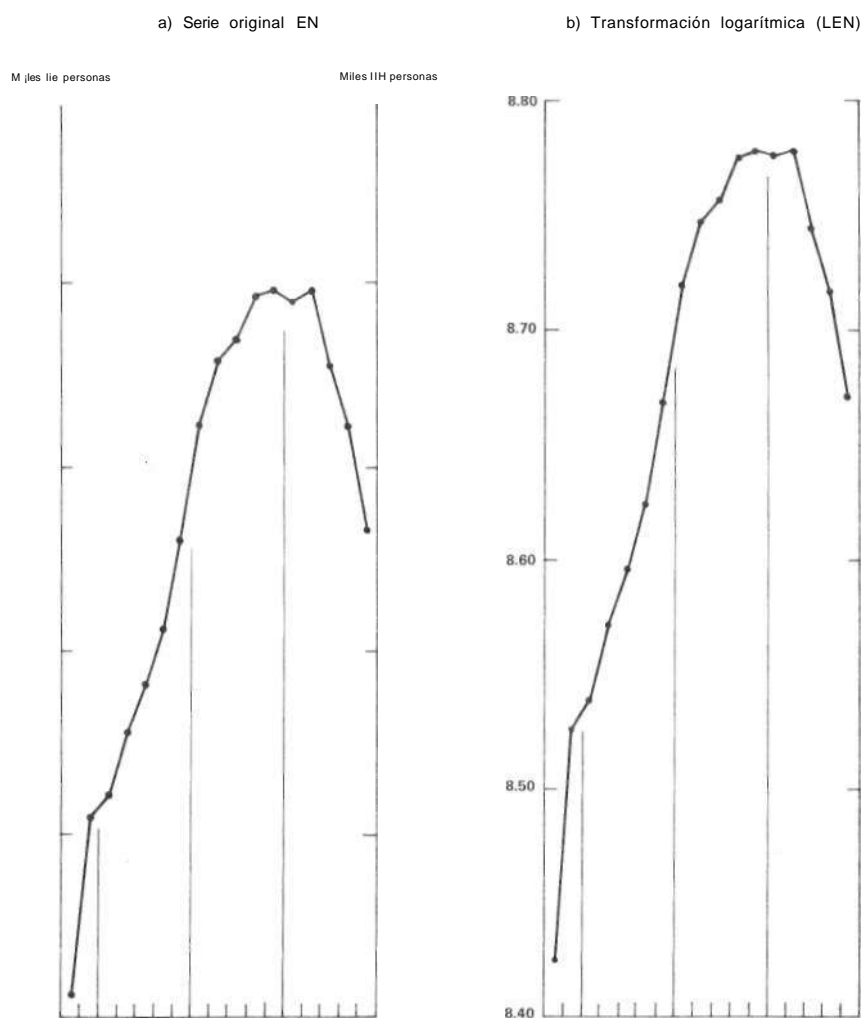
$$\Delta \text{LEIN}_t = c + \beta \text{TF}_t + v_t, \quad [2]$$

en donde c y β son parámetros constantes, TF es una variable con valores cero hasta el año F-1 y con valores 1, 2, 3, ... a partir del año F. El componente v_t es estocástico y estacionario.

Si consideramos el primer caso, a partir de [1] podemos escribir:

$$\Delta^2 \text{LEIN}_t = c + \eta_t, \quad [3]$$

SERIE ANUAL DE EMPLEO 1965-1980



Notas al gráfico 1

a) Serie original EN

Valor mínimo de EN: 5.044,5 miles de
(1965) personas
Valor máximo de EN: 6.477,5 miles de
(1977) personas

b) Transformación logarítmica (LEN)

Muestra 1965-1980

Media: 5.940
Desviación estándar: 514
Estadístico Box-Pierce-Ljung = 26
(4 desfases)

Media: 8,69
Desviación estándar: 0,090
Estadístico Box-Pierce-Ljung = 25,6
(4 desfases)

Muestra 1966-1980

Media: 6.000
Desviación estándar: 472
Estadístico Box-Pierce-Ljung = 19,9
(4 desfases)

Media: 8,70
Desviación estándar: 0,082
Estadístico Box-Pierce-Ljung = 19,5
(4 desfases)

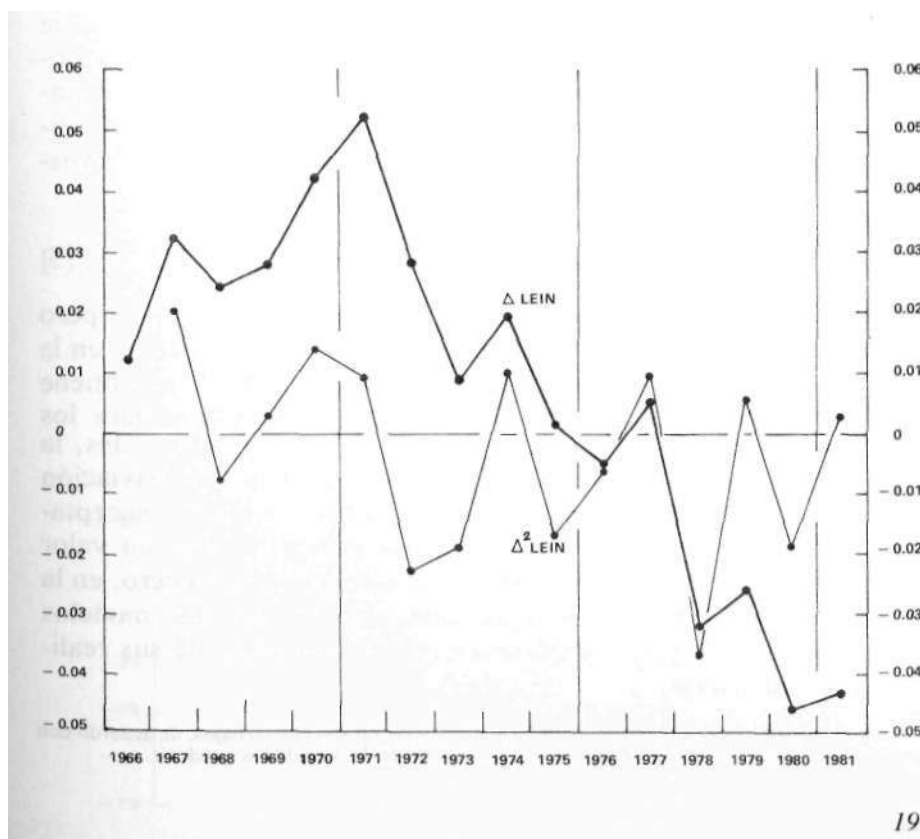
Muestra 1967-1980

Media: 6.060
Desviación estándar: 417
Estadístico Box-Pierce-Ljung = 15,1
(4 desfases)

Media: 8,71
Desviación estándar: 0,072
Estadístico Box-Pierce-Ljung = 14,8
(4 desfases)

GRÁFICO 2

TASAS DE VARIACIÓN DEL EMPLEO EN EL SECTOR NO AGRÍCOLA PRIVADO
(OBTENIDAS POR DIFERENCIAS DE LOGARITMOS, Δ LEIN)



con lo que utilizando el correlograma muestral de la serie A^2LEIN , podemos proponer un modelo para $r|_t$. En el gráfico 2 se representa también la serie Δ^2LEIN , donde se observa un comportamiento aleatorio de la misma, que se confirma en su correlograma, gráfico 3. En el cuadro 2 se dan un conjunto de estadísticos sobre EN y sus dos primeras diferencias y en él se observa que el estadístico Box-Pierce-Ljung, sobre cuatro desfases, para Δ^2LEIN toma el valor de 2,5, con lo que no se rechaza la hipótesis de que Δ^2LEIN venga generada por un proceso ruido blanco, es decir, un proceso sin dependencia con su propio pasado, y que, en consecuencia, Δ^2LEIN sea impredecible a nivel univariante. De hecho, si estimamos para dicha variable modelos del tipo:

$$\Delta^2LEIN_t = c + (1 - \theta_1 L)a_t^{(4)} \quad [4]$$

restringido o no a que la constante adopte el valor cero, se obtiene que $9i$, véase cuadro 3, no es significativamente distinta de cero.

La varianza de Δ^2LEIN_t es alta y de ella se deduce que, utilizando modelos del tipo [3], la desviación estándar del error de predicción de EN con un año de anticipación es del 1,7 %, aproximadamente. Tales predicciones tienen un margen de incertidumbre tan alto que no sirven para nada (3). Así, pues, antes de considerar modelos con tendencia determinística, podemos investigar qué resultados se obtienen con esquemas del tipo:

$$(1 - \phi_1 L) (\Delta LEIN_t - c) = a_t^{(5)} \quad [5]$$

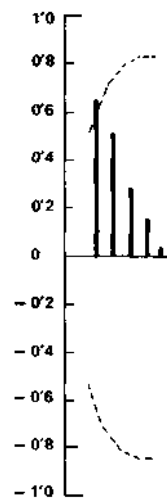
en donde, si para ϕ_1 se estima un valor positivo próximo, pero inferior, a la unidad podremos hablar de una seudotendencia en la serie $\Delta LEIN$. En la estimación de [5], véase cuadro 3, se obtiene para $\langle \rangle_i$ un valor, 0,93, dentro del rango esperado, y para los residuos estimados no se rechaza, por los criterios habituales, la hipótesis de ruido blanco. Pero con este modelo, la desviación típica de los errores de predicción (1,8 %) es, también, inaceptable. En realidad, dado que para ϕ_1 , se estima, en [5], un valor próximo a la unidad y para θ_1 en [4] un valor próximo a cero, en la práctica no hay diferencia entre cualquiera de los dos modelos para predecir el empleo en función, exclusivamente, de sus realizaciones anteriores.

(3) Los márgenes de incertidumbre en la predicción no son altos o bajos, de acuerdo con un criterio fijo, sino dependiendo de la naturaleza de la variable a predecir.

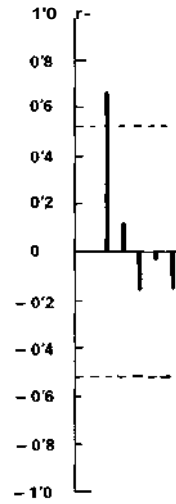
GRÁFICO 3

CORRELOGRAMA Y CORRELOGRAMA PARCIAL DE A LEIN Y A*LEIN

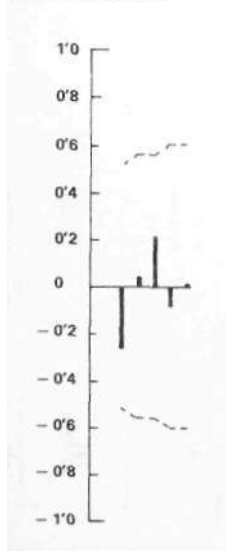
CORRELOGRAMA AL FIN
(Muestra 1967-1980)



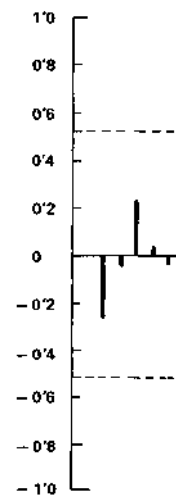
CORRELOGRAMA PARCIAL ALEIN
(Muestra 1967-1980)



CORRELOGRAMA $\hat{\epsilon}$ 'LEIN
(Muestra 1967-1980)



CORRELOGRAMA PARCIAL A*LEIN
(Muestra 1967-1980)



CUADRO 2

ESTADÍSTICOS SOBRE LA SERIE DE EMPLEO
Y SUS PRIMERAS DIFERENCIACIONES

Serie	Número observaciones	Media	Varianza	Desviación estándar	Desviación estándar de la media	Estadístico Box-Pierce-Ljung (4, desfases)
EN	14	6.060	173.889	417	111,4	15,1
LEN	14	8,71	0,0052	0,072	0,019	14,8
ALEN	14	0,0094	0,0008	0,029	0,008	14,5
A ² LEN	14	-0,0042	0,0003	0,017	0,005	2,5

CUADRO 3

ESTIMACIONES DE MODELOS UNIVARIANTES PARA EL EMPLEO

Modelo	Coefficientes (1)	SCR (2)	Número de residuos (3)	Correlograma (4)	Media residuos (5)	Coefficientes restringidos al valor 0
(4)	c = - 0,0044 (0,003) 9, = 0,31 (0,26)	0,0035	14	r ₁ = 0,01 r ₂ = 0,09 r ₃ = 0,19	0,0006 (0,004)	
(4)	6, = 0,17 (0,28)	0,0040	14	n = -0,11 r ₂ = 0,05 r ₃ = 0,21	- 0,0049 (0,0045)	
(5)	c = 0,0006 (0,002)	0,0041	14	r ₁ = - 0,27	- 0,0039 (0,005)	

Modelo	Coefficientes (1)	SCR (2)	Número de residuos (3)	Correlograma (4)	Media de los residuos (5)	Coefficientes restringidos al valor 0
	$\phi_1 = 0,93$ (0,21)			$r_2 = 0,07$ $r_3 = 0,23$		
(5)	$\phi_1 = 0,90$ (0,17)	0,0041	14	$r_1 = -0,17$ $r_2 = 0,10$ $r_3 = 0,23$	-0,0028 (0,005)	
(6) TF = T75	$c = 0,0208$ (0,008) $\omega_0 = -0,012$ (0,002) $\phi_1 = -0,28$ (0,27)	0,0016	14	$r_1 = 0,12$ $r_2 = -0,19$ $r_3 = -0,12$	0,0013 (0,003)	
(6) TF = T75	$\omega_0 = -0,011$ (0,005) $\phi_1 = 0,90$ (0,16)	0,0026	14	$r_1 = -0,15$ $r_2 = -0,22$ $r_3 = 0,06$	0,0033 (0,004)	$c \neq 0$
(6) TF = T75	$c = 0,031$ (0,006) $\omega_0 = -0,014$ (0,002) $\theta_1 = -0,91$ (0,08)	0,0012	14	$r_1 = -0,03$ $r_2 = -0,08$ $r_3 = -0,08$	0,0003 (0,003)	ϕ_1
(6) TF = T75	$c = 0,028$ (0,004) $\omega_0 = -0,012$ (0,002)	0,0018	14	$r_1 = 0,35$ $r_2 = -0,31$ $r_3 = -0,14$	cero	ϕ_1 y θ

CUADRO 3 (cont.)

Modelo	Coefficientes (1)	SCR (2)	Número de residuos (3)	Correlograma (4)	Media de los residuos (5)	Coefficientes restringidos al valor 0
(6) TF = T72	c = 0,036 (0,004) $\omega_0 = -0,008$ (0,0008)	0,0012	14	$r_1 = -0,13$ $r_2 = -0,16$ $r_3 = -0,12$	cero	ϕ_1 y θ
(7) TF = T72	c = 0,037 (0,001) $\omega_0 = -0,008$ (0,0003) $\theta_1 = 0,92$ (0,08)	0,0008	14	$r_1 = 0,12$ $r_2 = -0,28$ $r_3 = -0,29$	0,0004 (0,002)	ϕ_1
(8)	c = 4,43 (0,006) $\omega_0 = 0,035$ (0,001) $\omega_1 = -0,0043$ (0,0002)	0,00076	15	$r_1 = 0,08$ $r_2 = -0,38$ $r_3 = -0,35$	-0,0005 (0,007)	
(9)	c = 4,39 (0,015) $\omega_0 = 0,064$ (0,004) $\omega_1 = -0,0032$ (0,00032)	0,0035	15	$r_1 = 0,43$ $r_2 = -0,09$ $r_3 = -0,39$	cero	

(1) Entre paréntesis la desviación estándar de los coeficientes.

(2) SCR = suma de cuadrados de los residuos.

(3) 1967 a 1980.

(4) Valores del correlograma de los residuos.

(5) Entre paréntesis la desviación estándar de la media sin corrección por grados de libertad.

A la vista de tales resultados, pasamos a considerar modelos con tendencia determinística del tipo:

$$\Delta \text{LEIN}_t = c + \omega_0 \text{TF}_t + \frac{(1 - \theta_1)}{(1 - \phi_1 L)} a_t^{(6)} \quad [6]$$

utilizando para TF, variables tendencia que comenzaban en el año 1972, T72,, o en 1975, T75,. Las estimaciones de dichos modelos se presentan en el cuadro 3 y, con ellas, se obtienen mejores ajustes (suma de cuadrados menores), incluso restringiendo a cero θ_1 y ϕ_1 que con los modelos [4] y [5]. Como era de esperar a la vista del gráfico 2, la tendencia T72 da estimaciones preferibles a las obtenidas con T75, y con ella se llega al siguiente modelo:

$$\Delta \text{LEIN}_t = 0,037 - 0,008 \text{ T72}_t + (1 - 0,92L) a_t^{(7)} \quad [7]$$

En [7] el componente de medias móviles tiene un parámetro próximo a la unidad, lo que sugiere que la diferenciación aplicada a LEIN es incorrecta y que toda la evolución tendencial del empleo se puede explicar mejor por un esquema determinístico. Para confirmar este punto deberíamos estimar [7] por el procedimiento de la máxima verosimilitud exacta (MVE). El programa de que disponíamos para ello no admitía variables artificiales, por lo que procedimos de la siguiente forma. Generamos, a partir de [7], la variable:

$$X_t = \Delta \text{LEIN}_t - 0,037 + 0,008 \text{ T72}_t,$$

y estimamos, por MVE, un modelo de medias móviles de primer orden para X_t . El valor obtenido para el parámetro θ_1 fue de 0,98 ($\pm 0,16$), la suma de cuadrados residual de 0,0008 y el correlograma no contenía valores significativos. Estos resultados confirman la presencia de una media móvil unitaria en [7] que se cancela con el factor de primeras diferencias del término de la izquierda, dando lugar al modelo:

$$\text{LEIN}_t = c + \omega_0 T_t + \omega_1 \text{T72}_t + \omega_2 (\text{T72})^2_t + a_t,$$

en donde la tendencia T, empieza desde el comienzo de la mués-

tra. En su estimación ω_1 no aparece como significativo, por lo que se pasó a especificar el modelo:

$$LEIN_t = c + \omega_0 T_t + \omega_1 (T72)^2_t + a_t^{(8)} \quad [8]$$

Los resultados sobre el mismo se presentan en el cuadro 3, y en ellos se observa que [8] parece preferible a los modelos anteriores. Asimismo [8] es muy superior a otros modelos determinísticos, por ejemplo:

$$LEIN_t = c + \omega_0 T_t + \omega_1 T^2_t + a_t^{(9)} \quad [9]$$

tal como se evidencia en el cuadro 3. Los residuos de [8] así como su correlograma y correlograma parcial se dan en el gráfico 4.

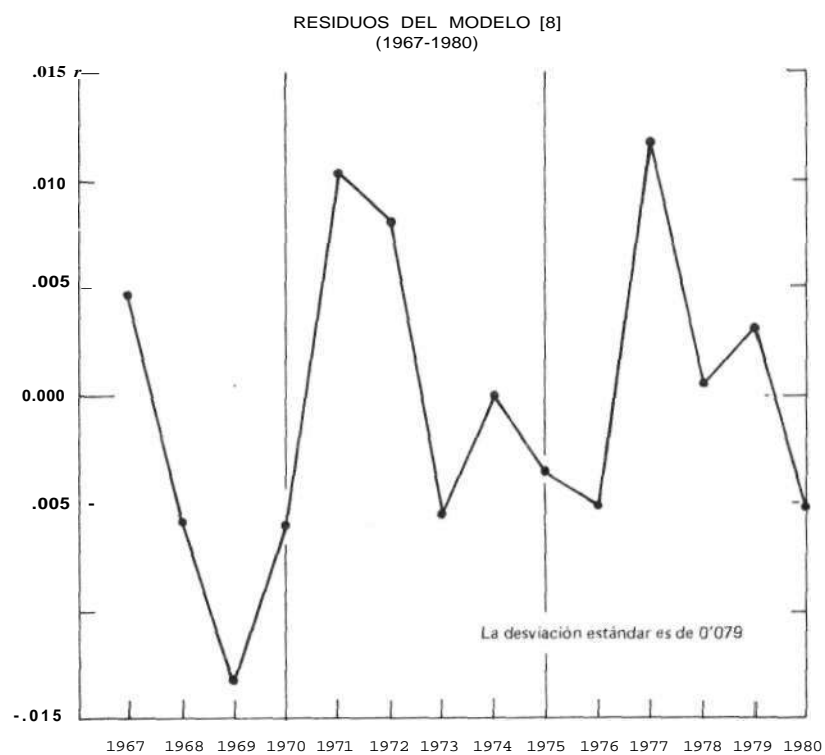
Los resultados univariantes indican que estructuras puramente estocásticas como [4] o [5] se rechazan en favor de estructuras determinísticas como [8]. Con esta última la desviación estándar del error de predicción a un año por delante es del 0,79 %, lo que supone una reducción muy notable sobre los modelos [4] y [5]. Sin embargo, conviene señalar que, utilizando [8], la predicción con varios años de anticipación puede ser peligrosa, pues la estructura tendencial futura cambiará respecto al esquema recogido en [8]. Es decir, para el período de tiempo considerado, un esquema cuadrático determinístico se ajusta muy bien a la evolución tendencial que en tal muestra ha experimentado LEIN; pero, a medida que transcurra el tiempo y se disponga de bastantes más observaciones, el ajuste tendencial al período global puede requerir estructuras determinísticas más complejas —por ejemplo, polinomios temporales de orden superior— y que, al mismo tiempo, continúen explicando muy bien la tendencia en la muestra parcial ahora considerada. El problema radica en que, en la última observación disponible (1980), esa estructura tendencial más compleja se aproxima con mucha exactitud por el polinomio $c + \omega_0 T70_t + \omega_1 T72^2_t$ y no disponemos, en el pasado de la serie, de información sobre cómo va a cambiar tal tendencia. Pero el modelo [8] propuesto es válido para explicar la tasa de variación del empleo en la muestra actual y no es de esperar que con esquemas más complejos para explicar muestras más amplias se consiga mejor descripción del período bajo estudio en estos momentos. Así, pues, la dificultad de extrapolar en el futuro no invalida a [8]

como esquema para explicar el pasado. En realidad, éste no es un problema de [8], sino de todo modelo univariante, en los que la predicción a medio y largo plazo no puede ser, en general, muy buena porque la evolución real de la variable en cuestión vendrá marcada principalmente por la evolución de la tendencia y sobre ésta no se tiene un modelo causal que la explique. En los modelos econométricos se incluyen variables para explicar tales tendencias y con ellos, sobre la base de predicciones alternativas para las variables explicativas, podemos obtener predicciones alternativas de la variable dependiente. Claro está que si no disponemos de buenas predicciones a medio y largo plazo para las variables explicativas, los modelos econométricos, útiles en otros múltiples aspectos, no nos ayudarán tampoco en la predicción a largo plazo de la variable dependiente.

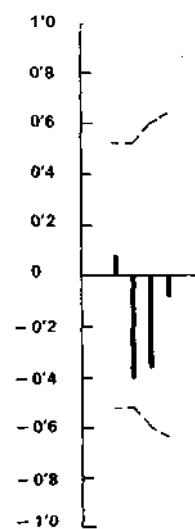
A nivel univariante hemos visto que el modelo [7] estaba sobrediferenciado y que el modelo [8] con sólo variables determinísticas, explicaba mejor la evolución del empleo en la muestra estudiada. En secciones posteriores, al considerar modelos que incluyen variables económicas como explicativas, no se han encontrado indicios de esta sobrediferenciación y ha sido preferible trabajar con $\Delta LEIN$ como variable dependiente. Para esta variable hemos visto que el modelo [7] explica el 91 % de su varianza muestral, porcentaje que deberá ser superado con modelos econométricos.

De lo expuesto en esta sección se deriva, a partir de los modelos [8] y [7], que la tendencia de $LEIN$ y $\Delta LEIN$, que a nivel univariante las hemos aproximado con estructuras determinísticas, es el aspecto más importante a considerar por cualquier modelo econométrico. En éstos esperamos que el componente determinístico de esta sección desaparezca, o pase a tener una importancia secundaria, y que en ellos se abran paso variables explicativas puramente económicas; y todo ello obteniendo una suma de cuadrados para el elemento residual inferior a las encontradas aquí.

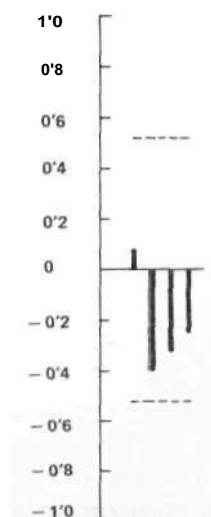
GRÁFICO 4.



CORRELOGRAMA



CORRELOGRAMA PARCIAL



VARIABLES EXPLICATIVAS EN UN MODELO SOBRE LA DETERMINACIÓN DEL EMPLEO

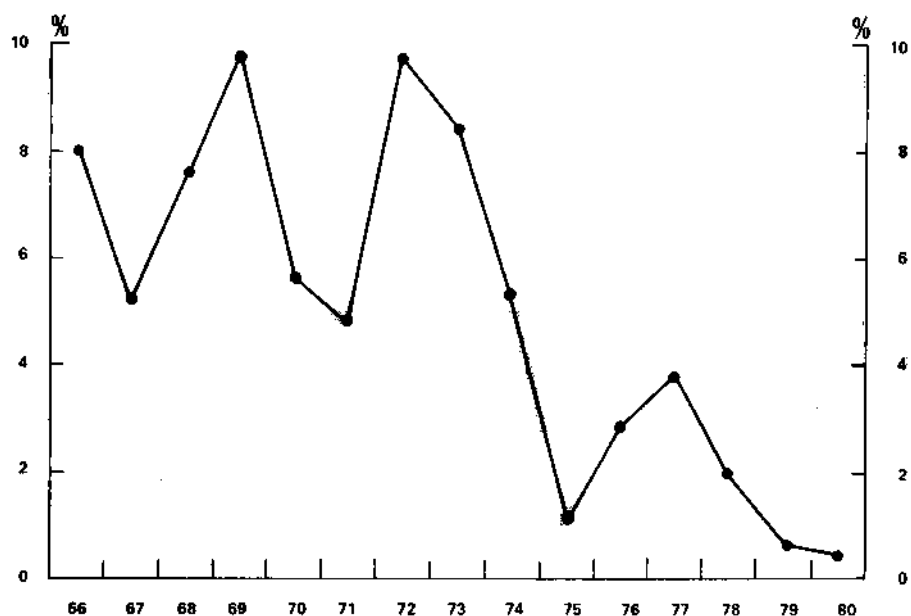
En la sección anterior hemos visto que el aspecto más importante a explicar de la tasa de variación del empleo es su tendencia negativa a partir de 1971. En la construcción de un modelo econométrico para dicha tasa se pueden distinguir dos grupos de variables capaces de explicar su evolución. Uno lo constituyen las variables de producción y otro las variables de precios relativos de los factores de producción. Con frecuencia, en modelos macroeconómicos globales contruidos para las economías de otros países, la variable (o variables) de tasa de crecimiento del empleo viene explicada por un retardo racional distribuido sobre las tasas de crecimiento de la producción. Un ejemplo lo constituye el modelo del «National Institute of Economic and Social Research» (NIESR), para la economía del Reino Unido, véase Mayes (1981), página 362.

La variable producción que utilizaremos nosotros es el producto interior bruto del sector no agrario sin administraciones públicas, a coste de factores, medido en pesetas constantes. Dicha variable la designaremos CPIB. Convertida en números índice con base 100 en 1970 la designaremos por ICPIB y su transformación logarítmica por LICPIB. El listado de esta última se da en el cuadro 1. En el gráfico 5 se representan las tasas de crecimiento de CPIB (Δ LICPIB). El mejor modelo que se obtuvo para explicar Δ LEIN como función de un esquema de retardos racionales distribuidos de Δ LICPIB fue:

$$\Delta \text{LEIN}_t = -0,05 + 0,45 \Delta \text{LICPIB}_t + 0,07 \Delta \text{LICPIB}_{t-1} + \\ (0,011) \quad (0,17) \quad (0,21) \\ + 0,55 \Delta \text{LICPIB}_{t-2} + a_t^{(10)}, \quad [10] \\ (0,19)$$

GRÁFICO 5.

TASAS DE CRECIMIENTO DE LA PRODUCCIÓN EN PESETAS CONSTANTES
SECTOR PRIVADO NO AGRÍCOLA (LICPIB)



suma de cuadrados de los residuos 0,00235

desviación estándar residual (corregida de grados de libertad) = 0,015

$R^2 = 0,71$; d (Durbin-Watson) = 1,7.

El R^2 de este modelo es de la misma magnitud que el obtenido en Mayes (1981) para la industria manufacturera; sin embargo [10], produce un ajuste peor que el modelo univariante y, por tanto, debe ser rechazado. No debe sorprender que un modelo de estas características, que supone la existencia de una reacción retrasada del empleo a las variaciones del PIB según un esquema de acelerador flexible derivado de la existencia de costes de ajuste del empleo, produzca resultados poco satisfactorios. Las intensas alteraciones registradas en los precios relativos de los factores, los cambios en los requerimientos de trabajo por unidad de producto, las modificaciones en el crecimiento y la estructura de la demanda agregada, e incluso el impacto de los cambios institucionales registrados en España durante este período sobre los costes de ajuste del empleo, son razones suficientes para explicar el hecho de que el modelo univariante con tendencia dé mejores resultados que un

modelo simple de aceleración flexible del empleo. Ello debe interpretarse como que los cambios en la tendencia en la variación del empleo no pueden explicarse exclusivamente por las variaciones del PIB. Es necesario incorporar otras variables entre las que ocupan un lugar destacado los precios relativos de los factores de producción.

Para examinar las variables de precios relativos de los factores de producción necesitamos conocer el coste de uso del capital (CUC12). Para calcular éste procederemos de la forma:

$$CUC12_t = PI_t(B_t + B312_t - \dot{PI}^e_t), \quad [11]$$

en donde PI es el deflactor de la inversión en bienes de equipo y material de transporte (4), B es el rendimiento interno en tanto por uno de las obligaciones no eléctricas con vida media superior a siete años, B312 es una tasa de depreciación sobre la que se ha supuesto que toma el valor 0,1 hasta 1975, 0,106 en 1976, 0,112 en 1977, 0,118 en 1978 y 0,125 a partir de 1979 y \dot{PI}^e es el valor esperado de la tasa de PI (5). La variable \dot{PI}^e se estimó como la predicción de Alog PI con un periodo de anticipación realizada con el modelo:

$$\begin{aligned} \Delta^2 \log PI_t = & \quad 0,044 D67_t + 0,072 D74_t + 0,077 D77_t - \\ & \quad (0,014) \quad (0,015) \quad (0,015) \\ & - 0,093 D78_t + \frac{a_t}{1 - 0,20 L + 0,45 L^2}, \quad [12] \\ & \quad (0,015) \quad (0,30) \quad (0,37) \end{aligned}$$

en donde las variables DJ tienen el valor uno en el año J y cero en las demás observaciones. La desviación estándar residual en [12]

(4) Normalmente en este trabajo estamos tomando a los deflactores con base 100 para 1970. En [11], PI entra con base uno para 1970.

(5) Tales tasas de depreciación son arbitrarias, pero presumiblemente mejores que una tasa constante (0,1 por ejemplo) para antes y después de la crisis de la energía. En [11] mejor que \dot{PI}^e , debiera entrar el Valor esperado para h periodos hacia delante, es decir, \dot{PI}^e_{t+h} , pero para los efectos ilustrativos de esta sección la fórmula propuesta puede ser suficiente. PI y PF se miden, obviamente, en tantos por uno.

es de 0.015 (6). En el gráfico 6 se representan las series PI y PI^e . El coste de uso del capital construido según [11] y puesto en número índice, ICUC12, se da en el gráfico 7 (7). Si denominamos UC12, a:

$$UC12_t = B_t + B312_t - \dot{PI}_t^e, \quad [13]$$

IUC12, a UC12, puesto en número índice con base uno en 1970 y PRI al deflactor PI partido por el deflactor del PIB no agrario sin administraciones públicas, tenemos que los precios relativos del capital respecto al producto interior bruto, que denominaremos K12,, vienen dados por:

$$K12_t = PRI \times IUC12_t, \quad [14]$$

En el gráfico 8 se representan las variables UC12, PRI y K12.

Los otros factores de producción que consideraremos son el trabajo y la energía. En el gráfico 9 se presentan los precios relativos del trabajo, la energía y el capital. En el gráfico 10 se presentan los costes del trabajo y la energía partidos por el coste de uso del capital y en el gráfico 11 el coste del trabajo partido por el de la energía. El gráfico 9 muestra que en la década de los setenta los precios relativos del trabajo y de la energía han ido subiendo, mientras que los del capital sólo lo han hecho a partir de 1978, después de haber experimentado un descenso importante en el período 1972-1977. Si observamos el cociente de cada uno de los dos primeros respecto del capital, gráfico 10, vemos que el trabajo y la energía se encarecieron respecto a aquél desde 1972 a 1977. Por último, comparando el coste de trabajo con el de la energía y el del capital, gráfico 11, vemos que el primero ha mostrado hasta finales de los setenta una tendencia a encarecerse respecto de los otros dos.

Del examen gráfico que antecede podemos concluir que los precios relativos del trabajo muestran, en los años setenta, un

(6) En este trabajo no se pretende, en absoluto, llegar a una estimación del coste de uso de capital para la economía española, sino simplemente obtener una idea del perfil temporal registrado por tal coste. En este contexto es como ha de verse nuestra propuesta de estimar PI^e , que, aunque próxima a la hipótesis de $PI' = PI$, supone cierta mejora sobre la misma.

(7) El bache que el coste de uso del capital muestra en 1977 es debido a nuestra forma de calcular PI' . Lo importante de esta serie (gráfico 7) es la ligera tendencia que muestra hasta 1976, en contraste con el fuerte crecimiento que registra a partir de 1978.

TASAS DE CRECIMIENTO DEL DEFLACTOR DE LA INVERSIÓN Y PRED

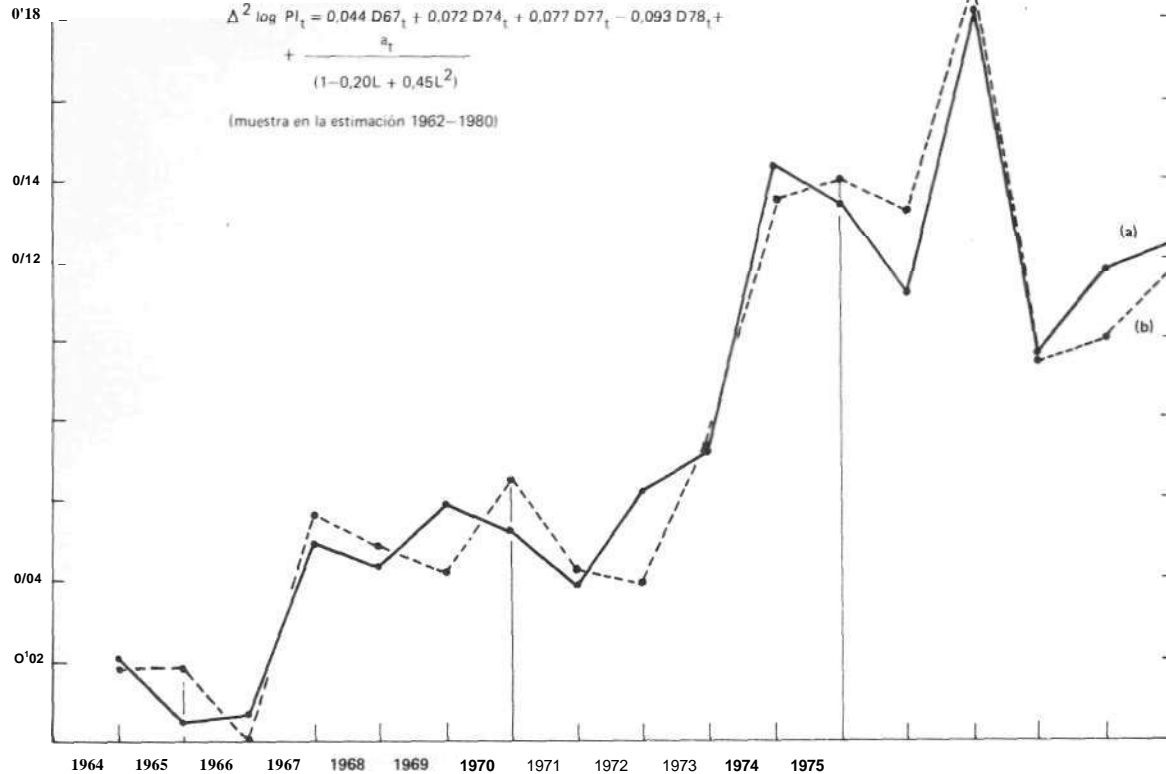
(a) Tasas de crecimiento del deflactor de bienes de equipo y transporte PI

(b) Predicciones de (a) con el modelo:

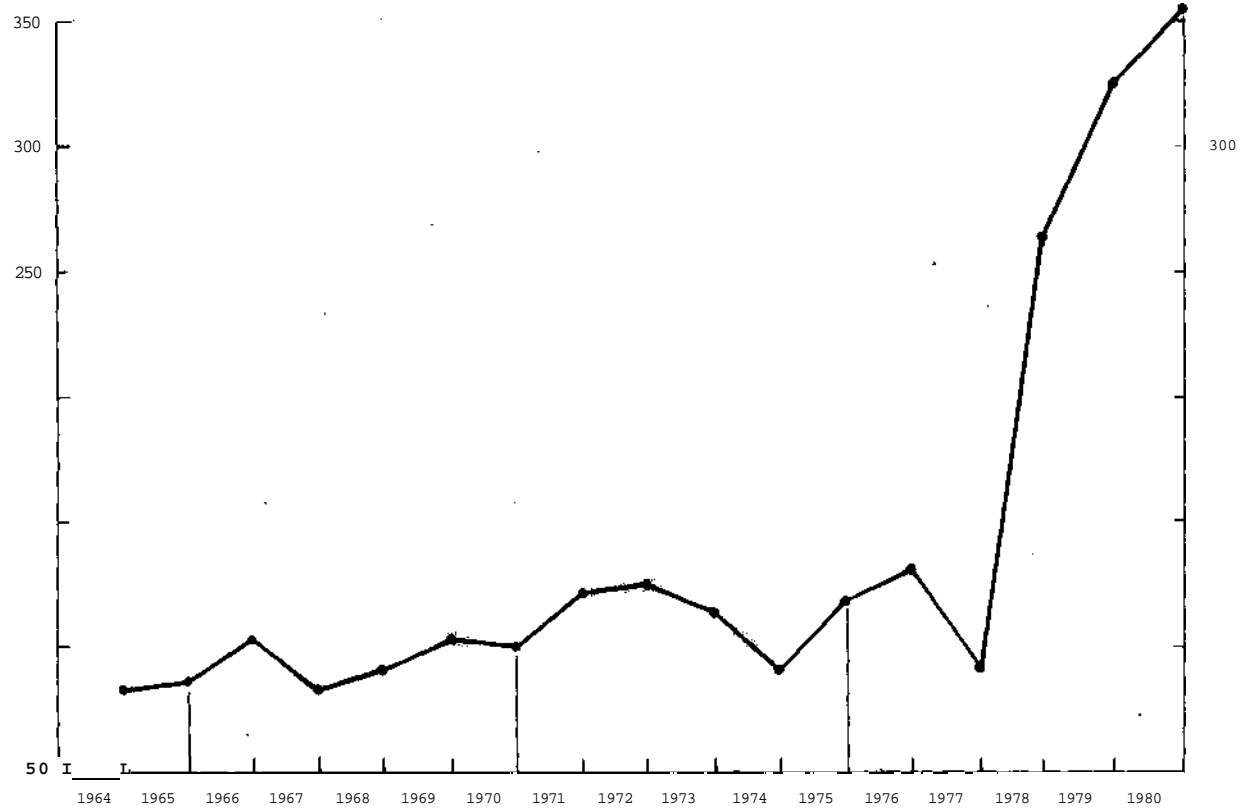
$$\Delta^2 \log PI_t = 0,044 D67_t + 0,072 D74_t + 0,077 D77_t - 0,093 D78_t +$$

$$+ \frac{a_t}{(1 - 0,20L + 0,45L^2)}$$

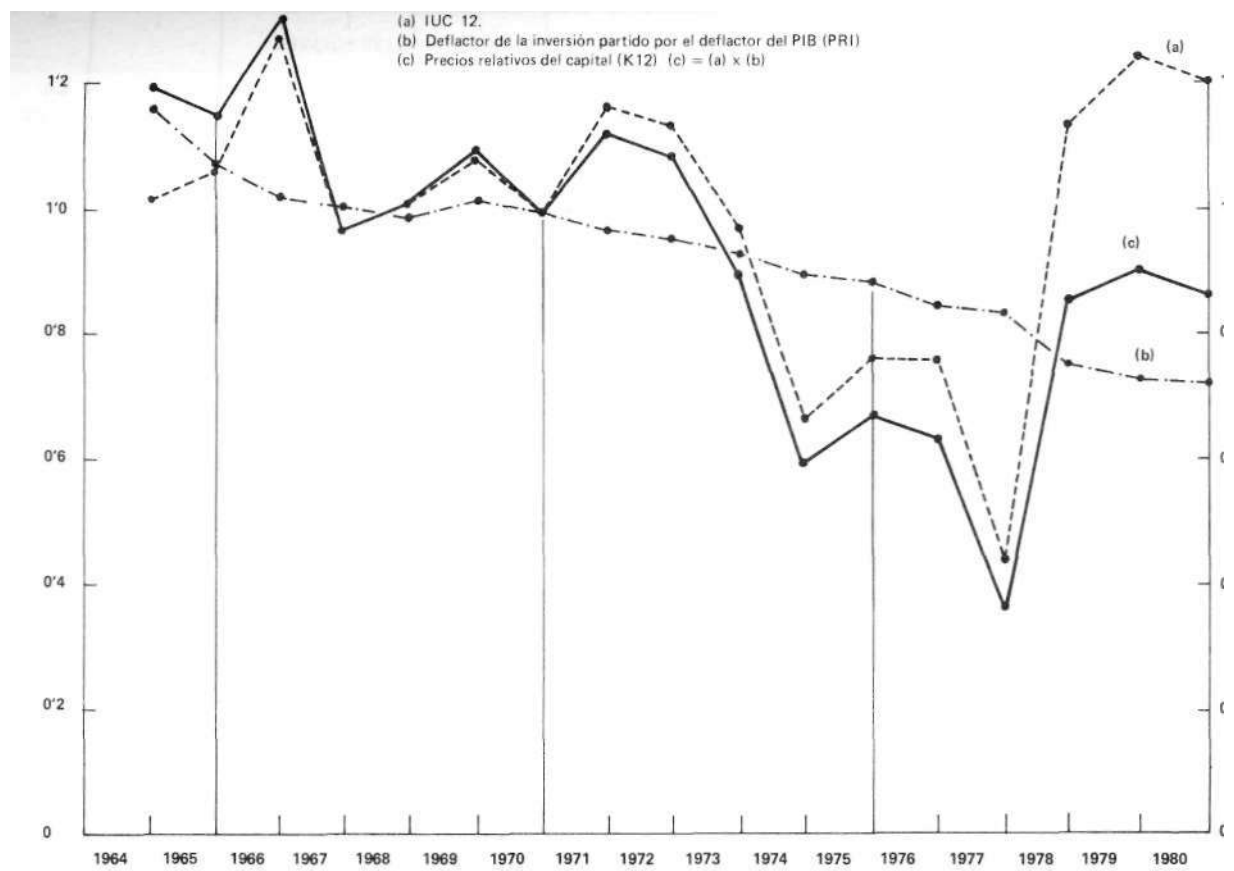
$$(muestra en la estimación 1962-1980)$$



SERIE ICUC12

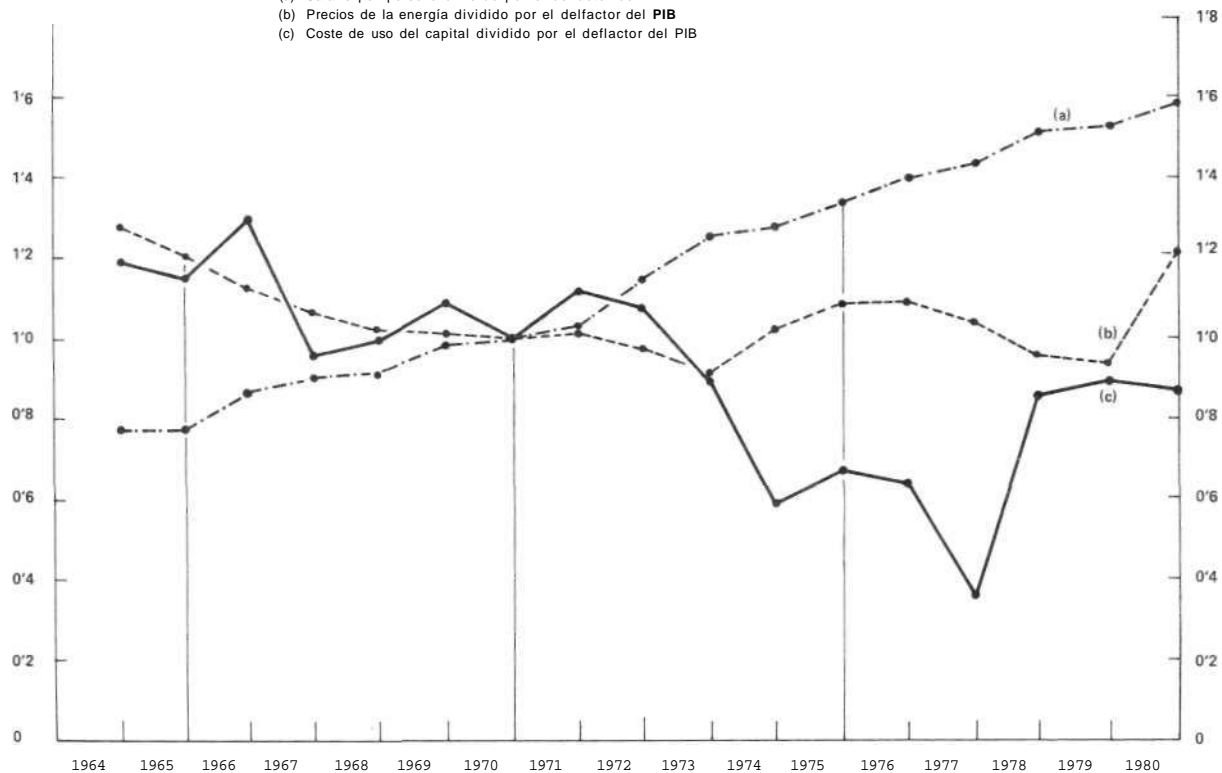


PRECIOS RELATIVOS DEL CAPITAL RESPECTO A

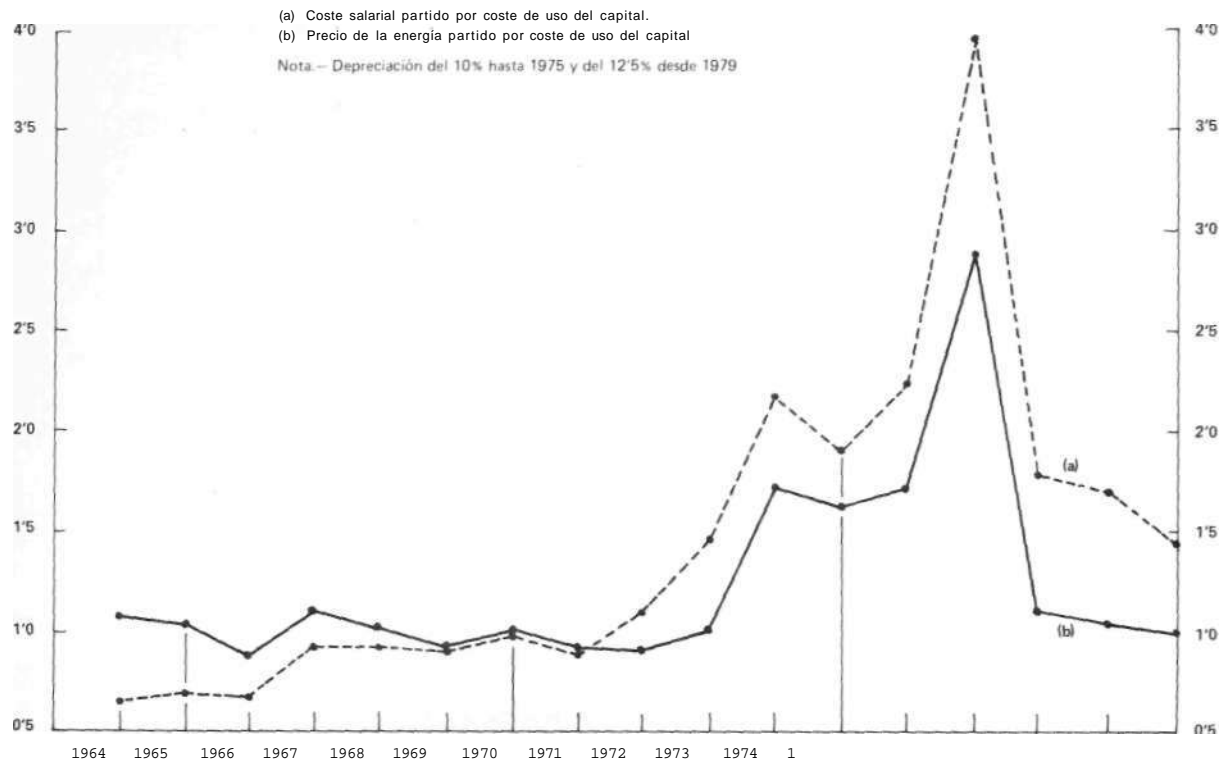


PRECIOS RELATIVOS DEL TRABAJO. ENERGÍA Y CAPITAL RESPECTO AL PIB

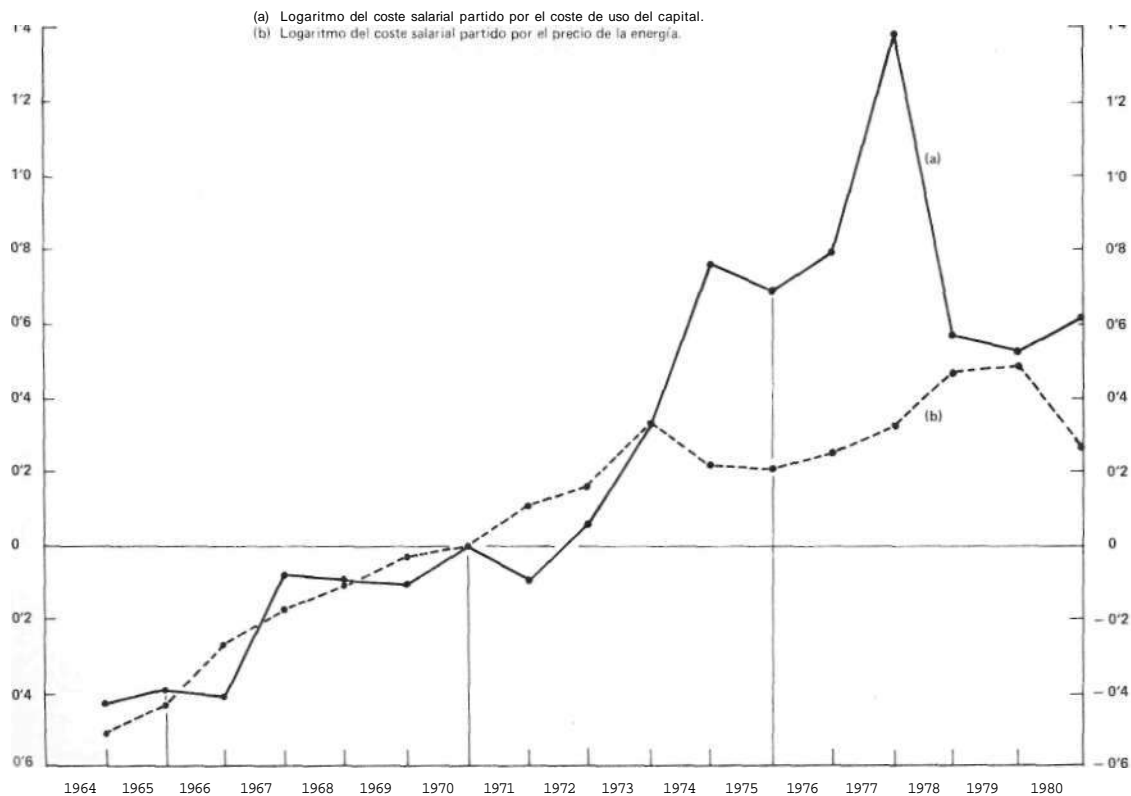
- (a) Salario por persona dividido por el deflactor del PIB
- (b) Precios de la energía dividido por el deflactor del PIB
- (c) Coste de uso del capital dividido por el deflactor del PIB



PRECIOS RELATIVOS DEL TRABAJO Y LA ENERGÍA RESPE



PRECIOS RELATIVOS DEL TRABAJO RESPECTO LA ENERGÍA Y EL CAPITAL



crecimiento que puede ser parte de la explicación de la tendencia negativa de ALEIN en ese período. Así, pues, el coste relativo del factor trabajo aparece como una variable de especial interés para ser incluida en un modelo econométrico sobre la tasa de variación del empleo. El gráfico 9 muestra que ha sido el trabajo el factor de producción que sistemáticamente se ha ido encareciendo a lo largo de los setenta; sin embargo, es importante observar que, a finales de la década, los tres factores muestran una tendencia al alza respecto a los precios de la producción.

Como conclusión de esta sección parece que la evolución de las tasas de crecimiento de la producción y la evolución de los costes relativos del trabajo son variables capaces de explicar la evolución del empleo. Necesitamos ahora un modelo teórico que nos relacione dichas magnitudes y a ello dedicamos el epígrafe siguiente.

UN MODELO UNIECUACIONAL DE DETERMINACIÓN DE LA TASA DE VARIACIÓN DEL EMPLEO (8)

La determinación de la tasa de variación del empleo en los modelos teóricos es el resultado de la interacción de los factores de la oferta y de la demanda de trabajo. La explicación de esta variable en un modelo uniecuacional sólo puede hacerse mediante una serie de supuestos simplificadores de cuyo realismo depende la validez de la aproximación efectuada.

En este caso se ha optado por suponer que la existencia de racionamiento en el mercado de trabajo, así como una cierta exogeneidad de carácter institucional en la determinación de los salarios, permiten establecer la preeminencia de los factores de la demanda en la determinación de la tasa de variación del empleo. De esta forma, la especificación de un modelo uniecuacional sobre la tasa de variación del empleo puede plantearse como la dinamización de la demanda agregada de trabajo.

Puede arguirse la existencia de dos regímenes diferentes en cuanto a la intensidad del racionamiento del mercado de trabajo durante el período considerado, de forma que este supuesto de determinación del empleo por vía de la demanda resulta menos adecuado para los primeros años de la muestra. Sin embargo, debe tenerse en cuenta que, como se aprecia en el gráfico 2, la varianza muestral de ALEIN para el período (1971-80) (0,0009) es 4,5 veces la varianza del período 1966-71 (0,0002), de forma que la varianza de la tasa de empleo en la muestra global considerada, 1966-80, viene dominada por el comportamiento registrado a partir de 1971.

(8) Estoy agradecido a José Luis Malo por sus orientaciones en esta sección, pero yo soy el único responsable de los errores que todavía se contengan en ella.

Según todo ello se propone como especificación de un modelo uniecuacional explicativo de la tasa de variación del empleo la siguiente ecuación (9):

$$\dot{E}_t = \Delta \log E_t = c + \omega_{01} (Y_t^T - Y_t) + \omega_{02} \text{SUP}_t + a_t. \quad [15]$$

En [15] la tasa de variación del empleo, \dot{E} , viene determinada, en primer lugar, por un factor c que puede considerarse como el valor de equilibrio de \dot{E} en una senda de crecimiento estable. Inicialmente, se ha formulado este factor como constante, pero su comportamiento será objeto de estudio más adelante. En segundo lugar, existe un conjunto de factores que pueden producir desviaciones de la tasa de variación del empleo respecto de su valor de equilibrio y que se pretenden recoger a través de las variables SUP , y $(Y_t^T - Y_t)$ que pasamos a explicar. Denominemos PL a la productividad marginal del trabajo en condiciones normales de utilización de los factores de producción y SR al salario real. La variable SUP , la definimos como:

$$\text{SUP}_t = \log SR_t - \log PL_t,$$

por tanto, cuando el salario real esté por encima de la productividad marginal «normal» o de «largo plazo», PL , del factor trabajo, la tasa observada de variación del empleo se situará por debajo de su tasa natural, c , y viceversa (10). En [15] la variable SUP recoge las oscilaciones del salario real sobre un tipo de productividad en condiciones normales de utilización de los factores de producción. Sin embargo, cabe pensar que las oscilaciones cíclicas de la producción, alrededor de una determinada tendencia, tendrán una influencia adicional en la tasa de crecimiento del empleo, de modo que en los momentos altos del ciclo de producción aquélla tenderá a aumentar y en las fases depresivas del mismo a disminuir. Si denominamos Y^T al logaritmo de esa producción tendencial (11) e

(9) Un modelo similar se encuentra en Jonson et al. (1978).

(10) Véase Rojo (1982) para una discusión de la variable productividad en condiciones de pleno empleo, o productividad activa, como se le denomina en dicho artículo, en un modelo de determinación del empleo.

(11) Obsérvese que la producción tendencial no tiene por qué representar a la producción potencial. Esta última es un concepto susceptible de críticas en un contexto de cambio de

Y_t , al logaritmo de la producción observada, tenemos que, la variable $(Y_t^T - Y_t)$, que aparece en [15], servirá para captar el efecto cíclico mencionado.

La variable $Y_t^T - Y_t$ incorpora el efecto de las oscilaciones cíclicas de la demanda agregada sobre el empleo. Sin embargo, esta forma de incorporar el papel de la demanda agregada en la determinación del empleo resulta problemática cuando se registran fuertes perturbaciones por el lado de la oferta agregada que afectan a la tendencia de Y_t . En este contexto la estimación de Y_t es particularmente difícil y, consecuentemente, es arriesgado atribuir a las oscilaciones de la demanda agregada la evolución de la diferencia $Y_t^T - Y_t$. La consecuencia de todo ello es que el modelo [15] no sirve para separar causalidades, pues si bien incluye una variable, SUP, que recoge, principalmente, el efecto de los costes del trabajo en el empleo y otra $(Y_t^T - Y_t)$, que recoge, fundamentalmente, el efecto de la demanda final, existe una interrelación entre ambas que impide, en un modelo uniecuacional, señalar el efecto neto de cada una de ellas en el empleo. Para tal fin necesitaríamos de un modelo multiecuacional, de más o menos complejidad, que excede los objetivos fijados para este trabajo. En parte, este estudio pretende ser una primera exploración sobre los condicionamientos del empleo en la economía española, que sirva para obtener mayor conocimiento del problema y, en consecuencia, sea una ayuda importante a la hora de formular y estimar, más adelante, con más tiempo, información y medios, ese modelo completo del empleo.

En [15] los efectos de SUP_t y $(Y_t^T - Y_t)$ sobre E, no tienen por qué ser inmediatos, ya que puede haber problemas de ajuste e incertidumbre sobre los costes de los factores que hagan que la relación entre dichas variables tenga una distribución temporal del tipo:

$$\Delta \log E_t = c + \frac{\omega_{s1}(L)}{\delta_{s1}(L)} (Y_t^T - Y_t) + \frac{\omega_{s2}(L)}{\delta_{r2}(L)} \text{SUP}_t + \eta_{1t}, \quad [16]$$

los precios relativos de los factores de producción, ya que tales cambios pueden dejar obsoleta cierta parte de la capacidad instalada. Estoy agradecido a Ángel Rojo por llamarme la atención sobre este punto. Sin embargo, para los objetivos de este trabajo, un determinado concepto de producción tendencial es útil para establecer de una forma sencilla un marco teórico de referencia para los modelos econométricos que aquí se consideran. No obstante, en cualquier utilización de tal producción tendencial, convendrá tener presente que los cambios en la misma pueden, en parte, ser debidos a cambios en la estructura de precios relativos.

en donde $\omega_{s_1}(L)$, $\omega_{s_2}(L)$, $\delta_{r_1}(L)$ y $\delta_{r_2}(L)$, son polinomios sobre el operador L del tipo:

$$\begin{aligned}\omega_{s_1}(L) &= \omega_{01} + \omega_{11}L + \omega_{21}L^2 + \dots + \omega_{s_11}L^{s_1}, \\ \omega_{s_2}(L) &= \omega_{02} + \omega_{12}L + \omega_{22}L^2 + \dots + \omega_{s_22}L^{s_2}, \\ \delta_{r_1}(L) &= 1 - \delta_{11}L - \delta_{21}L^2 - \dots - \delta_{r_11}L^{r_1}, \\ \delta_{r_2}(L) &= 1 - \delta_{12}L - \delta_{22}L^2 - \dots - \delta_{r_22}L^{r_2},\end{aligned}$$

r_i es un elemento residual estacionario, que tendrá también, en general, naturaleza dinámica y la representaremos por un modelo ARMA (p,q) del tipo:

$$(1 - \phi_1L - \dots - \phi_pL^p) \eta_t = (1 - \theta_1L - \dots - \theta_qL^q) a_t, \quad [17]$$

en donde a_t sigue un proceso ruido blanco.

El modelo [16] es, pues, el esquema dentro del cual vamos a estimar una relación entre el empleo y las variables descritas. Los principales problemas de dicha estimación los podemos clasificar de la siguiente forma:

- a) Medición del componente cíclico de la producción $(Y_t^1 - Y_t)$;
- b) medición de la productividad marginal en condiciones normales de utilización de los factores de producción;
- c) especificación de la naturaleza dinámica de [16]; y
- d) un estudio sobre la estabilidad de c.

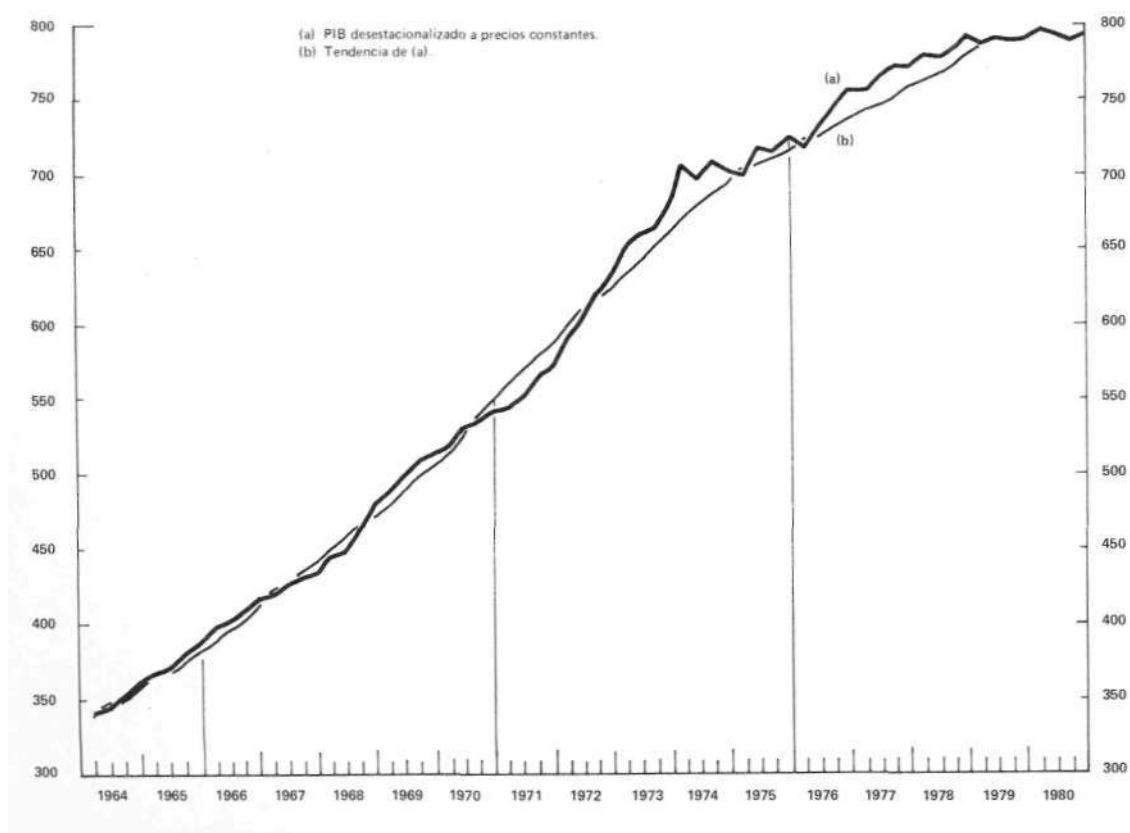
En las secciones que siguen se exploran los problemas que acabamos de mencionar.

LA PRODUCCIÓN Y LA PRODUCTIVIDAD EN CONDICIONES «NORMALES» DE UTILIZACIÓN DE LOS FACTORES DE PRODUCCIÓN

Variables como producción y productividad en condiciones normales de utilización de los factores de producción no son observables y, por tanto, hay que llegar a evaluaciones de las mismas por procedimientos más o menos *ad hoc*. Klein y Long (1973) propusieron el método de interpolación entre picos para calcular la producción potencial, que nos podría servir de orientación sobre la producción normal. Este procedimiento consiste, básicamente, en: a) identificar los momentos en el tiempo en que cada ciclo de producción alcanzó un máximo; b) suponer que la producción obtenida en tales momentos fue en condiciones de pleno empleo, y c) calcular la producción potencial para los otros períodos mediante interpolaciones lineales entre dos picos. La sugerencia de Klein y Long tiene varios inconvenientes, entre otros el supuesto mencionado en b), pero además en el caso español la evolución del PIB ha venido dominada por una tendencia sobre la que es difícil señalar picos de producción. En el gráfico 12 se da una estimación del PIB trimestral no agrario en pesetas constantes, en el que se refleja claramente lo que acabamos de mencionar (12). Otros procedimientos de cálculo del PIB normal se basan en estimaciones de funciones de producción. Tales métodos son también de difícil aplicación a la economía española, sobre la que se dispone de datos muy poco fiables para la variable «capital».

(12) La estimación trimestral del PIB no agrario ha sido realizada en el Servicio de Estudios del Banco de España, por Julio Rodríguez y Ricardo Sanz, véase Rodríguez y Sanz (1982). La serie trimestral que nosotros utilizamos es la versión provisional que existía en mayo de 1982 y que difiere, ligeramente, de la que aparece publicada en el trabajo mencionado.

PIB TRIMESTRAL (DESESTACIONALIZADO) DEL SECTOR NO AGRÍCOLA
A PRECIOS CONSTANTES Y SU TENDENCIA



Ante tal situación, y para efectos de este trabajo, se ha sustituido la variable $(Y_t^T - Y_t)$ por la tasa de crecimiento del PIB no agrícola privado, $\Delta LICPIB_t$. Esta aproximación puede ser bastante incorrecta y así parece confirmarse en los modelos estimados que se presentan en secciones posteriores. Nuestra sugerencia para aproximar $(Y_t^T - Y_t)$, en ulteriores trabajos, la expondremos al final de este epígrafe.

En [16] la variable salario por unidad de producto se define a partir de la productividad marginal en condiciones normales de utilización de los factores de producción (PL). Nuestra forma de proceder ha consistido en aproximar PL mediante la productividad media en condiciones normales de utilización de los factores (PM). Al no disponer de una estimación de la producción en tales supuestos, no podemos calcular PM. Una aproximación burda de PM es la denominada productividad aparente (PA), es decir, la producción observada dividida por el número de asalariados. Si suponemos, además, como hacemos nosotros en la estimación de los distintos modelos considerados, que el deflactor de los salarios nominales es el mismo que el deflactor de la producción (13), tenemos que una primera aproximación de SUP, que denominaremos LST, es:

$$LST_t = \log IS_t - \log IP_t, \quad [17]$$

donde IS indica masa salarial e IP producción, ambos en pesetas corrientes y referidas al sector no agrícola sin administraciones públicas y puestas en número índice con base 100 en 1970.

La producción que observamos se ha obtenido por todos los ocupados, sean o no asalariados, por lo que parece preferible aproximar SUP mediante:

$$SAL1_t = \log IS_t - LEIN_t - \log IP_t + \log IO_t, \quad [18]$$

en donde IO_t , son los ocupados en el momento t , puestos en número índice. En este caso, la productividad (14) que entra en [18]

(13) Este es el deflactor adecuado para la obtención del salario real relevante para las decisiones de empleo de los empresarios.

(14) Al no disponer de datos de producción correspondientes solamente al colectivo de asalariados, tenemos que todas las medidas de productividad consideradas en este trabajo tienen el inconveniente de que la correspondiente variable salario por unidad de producto resultante es sensible a la evolución de la productividad de los ocupados no asalariados.

la denominaremos productividad por ocupación real, POR, y es tal que:

$$\log \text{POR}_t = \log \text{IP}_t - \log \text{IO}_t$$

Un intento de aproximar mejor la productividad en condiciones de pleno empleo, es lo que nosotros denominaremos «productividad por ocupación máxima histórica» (POM). Si denominamos IOM_t al valor máximo registrado hasta el momento t en la serie de ocupados, la variable POM, viene definida por la siguiente ecuación (15):

$$\log \text{POM}_t = \log \text{IP}_t - \log \text{IOM}_t \quad [19]$$

En el gráfico 13, curvas A y C se representan las variables POR, y POM, respectivamente. A partir de POM, podemos construir la siguiente variable, SEPO, de salario por unidad de producto:

$$\text{SEPO}_t = \log \text{IS}_t - \text{LEIN}_t - \log \text{IP}_t + \log \text{IOM}_t \quad [20]$$

El listado de SEPO y sus componentes se da en el cuadro 1.

Por todo lo dicho, tenemos que el modelo [16] de la sección anterior puede aproximarse por:

$$\Delta \text{LEIN}_t = c + \frac{\omega_{s1}(L)}{\delta_{r1}(L)} \Delta \text{LICPIB}_t + \frac{\omega_{s2}(L)}{\delta_{r2}(L)} \text{SEPO}_t + v_t, \quad [21]$$

donde v_t puede venir generada por un modelo del tipo definido en [17].

En [21] vemos que las oscilaciones cíclicas de la producción se recogen tanto en LICPIB como en SEPO, cuando de hecho la producción, en cualquier variable de salario por unidad de producto, debería presentar una mera evolución tendencial sin desviaciones cíclicas sobre la misma. Parece que hubiese sido conveniente estimar una tendencia a la serie de producción y con ella aproximar mejor las variables explicativas que entran en [16]. No obstante, la estimación de tendencias para variables económicas

(15) Como puede observarse en los cuadros del apéndice 1, tenemos que hasta 1974 se cumple que $\text{IOM}_t = \text{IO}_t$, que ambas difieren ligeramente en 1975 y 1976, y a partir de 1977 $\text{IOM}_t = 0,77$.

es una labor compleja, porque los esquemas determinísticos suelen ser insuficientes (16) y los esquemas estocásticos son difíciles de estimar si la serie contiene también oscilaciones cíclicas. Un intento de realizar esto último se encuentra en el método PAT (Phase-Average-Trend) propuesto por Boschan y Ebanks (1976) (17). En el gráfico 12 se da una estimación, por el método PAT, de la tendencia del PIB no agrario (en pesetas constantes) trimestral y desestacionalizado. Esta estimación tiene sus inconvenientes, y así vemos, en el gráfico 14, que las tasas de dicha tendencia empiezan a disminuir a partir de 1970, resultado en franca contradicción con las ideas comúnmente aceptadas sobre la naturaleza de tal tendencia en la economía española, según las cuales sus tasas de crecimiento irían en aumento hasta 1973. Los resultados del gráfico 14 se deben a que en la estimación de la tendencia para el momento t se tienen en cuenta los valores originales anteriores y posteriores a t y dado que en 1974 la producción sufrió una caída brusca, ésta empieza a tener efectos en la tendencia estimada desde 1970. De hecho, en series que han experimentado caídas o subidas bruscas, una estimación de su tendencia debe realizarse incorporando dichos movimientos bruscos a la misma y no suponiendo que la tendencia ha evolucionado siempre de forma suave. El problema radica en que para ello se necesita una estimación de la magnitud de la caída o subida correspondiente. En nuestro caso la caída de la producción en 1974 puede considerarse de un 5 % anual (18). Con este dato se puede obtener una estimación de la tendencia con ruptura. Las tasas de tal tendencia se dan en el gráfico 14.

La estimación con ruptura no es tampoco suficientemente satisfactoria, pues sitúa toda la caída en el segundo trimestre de 1974 y parece más aceptable que estando el grueso de la caída en dicho trimestre, ésta fuese aumentando en un número, reducido, de trimestres sucesivos. Algo así se obtiene suponiendo que la ruptura en el segundo trimestre de 1974 fue del 4 % en vez del 5 % (véase gráfico 14), pero este último procedimiento parece arbitrario y en la actualidad el autor está trabajando sobre la estimación

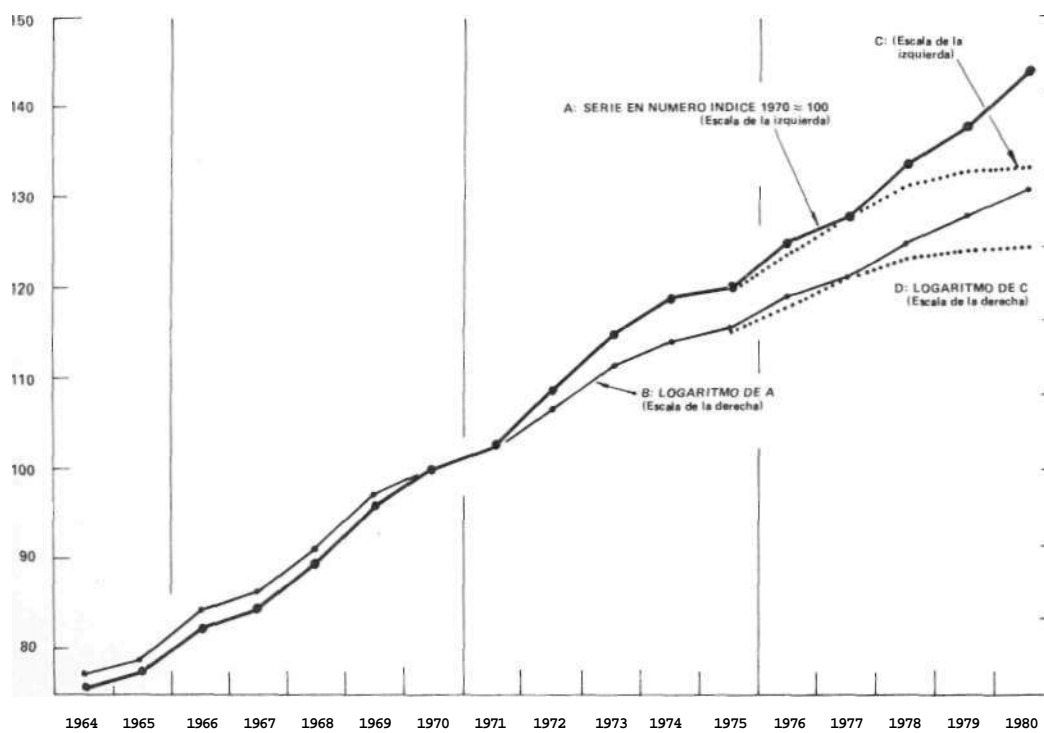
(16) Véase, por ejemplo, Espasa (1978b).

(17) Un comentario sobre dicho método y sobre su utilización práctica se encuentra en Espasa (1981).

(18) En un modelo ARIMA con análisis de intervención para el PIB anual no agrario en pesetas constantes, se estima que la tasa de crecimiento de dicha variable tuvo un valor medio de 7,9 % anual hasta 1974 y del 2,7 % anual a partir de 1975.

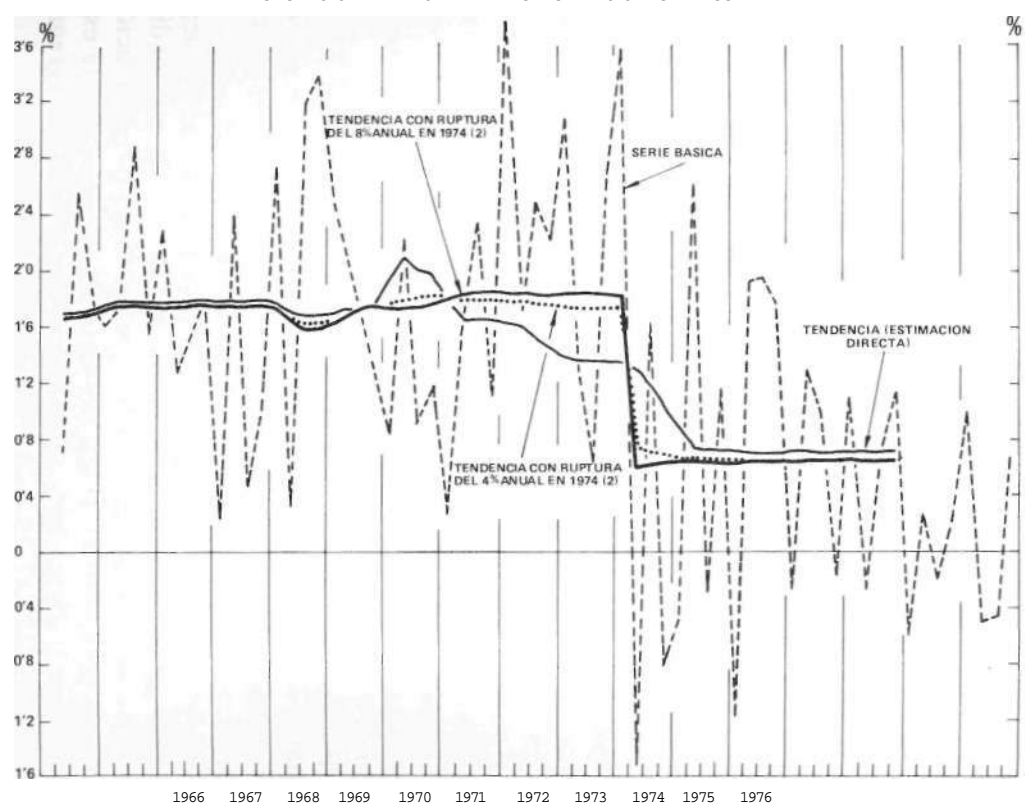
GRÁFICO 13.

PIB (PESETAS CONSTANTES! SECTOR NO AGRÍCOLA PRIVADO, DEFLACTADO POR PERSONAS
OCUPADAS DE DICHO SECTOR



C PIB pesetas constantes del sector no agrícola privado, deflactado por el máximo histórico de personas ocupadas en dicho sector

TASAS TRIMESTRALES DE CRECIMIENTO DEL PIB NO AGRARIO (PES
DESESTACIONALIZADO Y DE LAS ESTIMACIONES DE SU TEN



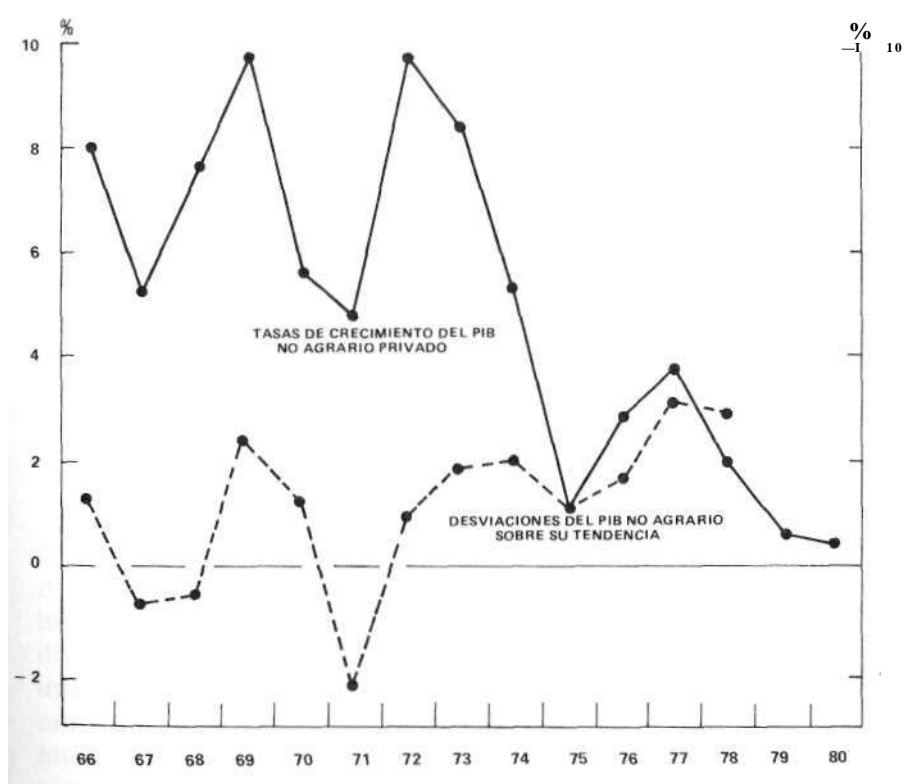
de la tendencia de la producción con supuestos que tengan mayor fundamento objetivo. Cuando se disponga de tales resultados se podrán incorporar para construir mejores variables de productividad y de desviaciones de la producción sobre una tendencia (Y^7 , - Y_t). En el gráfico 15 se da una estimación de las desviaciones anuales del PIB no agrario sobre su tendencia calculada con una ruptura del 5 % anual en 1974 (2) y se incluye también la tasa de crecimiento anual del PIB no agrario privado (ALICPIB). De la comparación de ambas se deducen divergencias importantes en la evolución de las mismas, lo que hace suponer que variables de desviaciones sobre la tendencia pueden ofrecer mejores resultados que ALICPIB. Dado que el estudio de la tendencia del PIB está todavía en curso, en este trabajo no se han ensayado, para el modelo sobre el empleo, estimaciones provisionales de desviaciones sobre tal tendencia.

Conviene advertir que las sugerencias mencionadas para calcular una producción tendencial se basan en métodos univariantes y, en consecuencia, las estimaciones resultantes incorporan tanto movimientos tendenciales debidos a la oferta como debidos a la demanda agregada. En el concepto de «producción en condiciones normales de utilización de los factores de producción» éstos últimos quedarían excluidos. Para incorporar tal concepto necesitamos ampliar el marco a modelos econométricos multiecuacionales en donde se especifiquen tanto ecuaciones de demanda como de oferta y esto rebasa los objetivos que nos habían propuesto en este trabajo.

En los epígrafes siguientes utilizaremos fundamentalmente la variable SEPO, pero hay que señalar que SEPO es una aproximación sesgada de la variable SUP, que se incluía en el modelo inicial [15]. Así, de una parte, al sustituir la productividad marginal normal por la media normal introducimos un sesgo negativo, pero, de otra, al sustituir la productividad media en condiciones normales de producción, por la productividad por ocupación máxima, introducimos un sesgo positivo. El sesgo resultante es difícil de evaluar y dependerá de la forma de la función agregada de producción.

GRÁFICO 15.

DESVIACIÓN (EN PORCENTAJE) DEL PIB NO AGRARIO SOBRE LA TENDENCIA Y
TASAS DE CRECIMIENTO DEL PIB NO AGRARIO PRIVADO



ESTIMACIONES INICIALES DEL MODELO ECONOMETRICO

Como hemos señalado en la sección anterior, el tipo de modelos que vamos a estimar son los definidos en [21]. Para ello es necesario especificar previamente el orden de los polinomios $\omega_{s_1}(L)$, $\omega_{s_2}(L)$, $\delta_{r_1}(L)$, $\delta_{r_2}(L)$, $\phi(L)$ y $\theta(L)$. En el tratamiento de modelos dinámicos, como el que nos incumbe ahora, es conveniente partir de estructuras temporales generales y luego contrastar esquemas más restrictivos (19). Con la muestra disponible de quince observaciones, no es posible considerar más que polinomios de primer orden. Partiendo de esa especificación general se llegó, mediante contrastaciones sucesivas, al modelo:

$$\Delta \text{LEIN}_t = c + \frac{\omega_{s_2}}{1 - \delta_{12}L} \text{SEPO}_t + a_t^{(27)}, \quad [27]$$

cuya estimación se da en el cuadro 4 (20). En [27] la variable ΔLICPIB se ha omitido, pues si se incluye el ajuste no mejora y los coeficientes introducidos no aparecen como significativamente distintos de cero, por los criterios habituales. Igualmente ocurre si utilizamos SALÍ o LST en vez de SEPO . El que las tasas de crecimiento de la producción no tengan un efecto significativo en nuestro modelo sobre el empleo puede ser debido, como ya hemos mencionado, a que ΔLICPIB no mide exactamente desviaciones

(19) Este procedimiento de lo general a lo particular se propone en Anderson (1971) y ha sido aplicado en econometría por, lo que podríamos llamar, la escuela de la London School of Economics. Una iniciación en castellano a esta metodología econométrica se encuentra en Espasa (1978a).

(20) A lo largo de este trabajo se utilizan las mismas siglas para los coeficientes de las variables explicativas en distintos modelos sobre ΔLEIN . Obviamente se trata de coeficientes diferentes, por lo que cuando haya peligro de confusión los distinguiremos añadiéndoles en un superíndice el número de la ecuación a que pertenecen. Las innovaciones (ruido blanco) de cada modelo las representamos por $a_t^{(i)}$, en donde el i se refiere al número de aquél en el texto.

sobre una tendencia y a que la oscilación cíclica de la producción está también presente en la variable SEPO (21). Así, pues, es muy posible que, con mejores aproximaciones de las variables explicativas que aparecen en el modelo teórico [16], se consiga un efecto significativo de las oscilaciones cíclicas de la producción en el empleo, por lo que los resultados de este trabajo, en tal sentido, no pueden considerarse como definitivos.

En la sección anterior hemos mencionado distintas productividades, POR y PA, que conducían a las variables de salario por unidad de producto, SALÍ y LST, respectivamente. En el gráfico 16 se representan las diversas variables salario (con signo cambiado) y la variable ALEIN y en él se observa que SEPO es la variable más relacionada con la tasa de variación del empleo. Es, pues, conveniente evaluar las mejoras que se obtienen en el ajuste de ALEIN según se utilice LST, SALÍ o SEPO. Para ello compararemos el modelo [27] con los siguientes:

$$\Delta \text{LEIN}_t = c + \frac{\omega_{02}}{1 - \delta_{12}L} \text{LST}_t + a_t, \text{ y} \quad [28]$$

$$\Delta \text{LEIN}_t = c + \frac{\omega_{02}}{1 - \delta_{12}L} \text{SALÍ}_t + a_t. \quad [29]$$

Las estimaciones de estos últimos se dan también en el cuadro 4. De la comparación de las estimaciones de los modelos [27], [28] y [29] se desprende que la bondad de los ajustes con LST [28] y SALÍ [29], medida por la suma de los cuadrados de los residuos, difiere poco de un caso a otro, lo que indicaría que calcular la productividad sobre asalariados o sobre ocupados no tiene apenas importancia en estos modelos. De hecho, esta distinción entre asalariados y ocupados en el cálculo de la productividad se podría esperar que fuese importante en épocas en las que ha habido un proceso de asalarización en la economía, pero para el sector considerado en este trabajo el cociente entre ocupados y asalariados sólo ha ido decreciendo desde 1966 a 1971, mientras que en el resto de la década de los setenta ha ido en aumento hasta recuperar el nivel de 1965 (22). A pesar de la similitud global de los

(21) Igualmente ocurre con LST y SALÍ.

(22) Para el conjunto de la economía española la evolución ha sido distinta y se ha asistido a un proceso continuo de asalarización desde finales de la década de los sesenta. Véase Martínez Méndez (1982), gráfico 7D y nota de la página 83.

ESTIMACIONES DE LOS MODELOS DE E

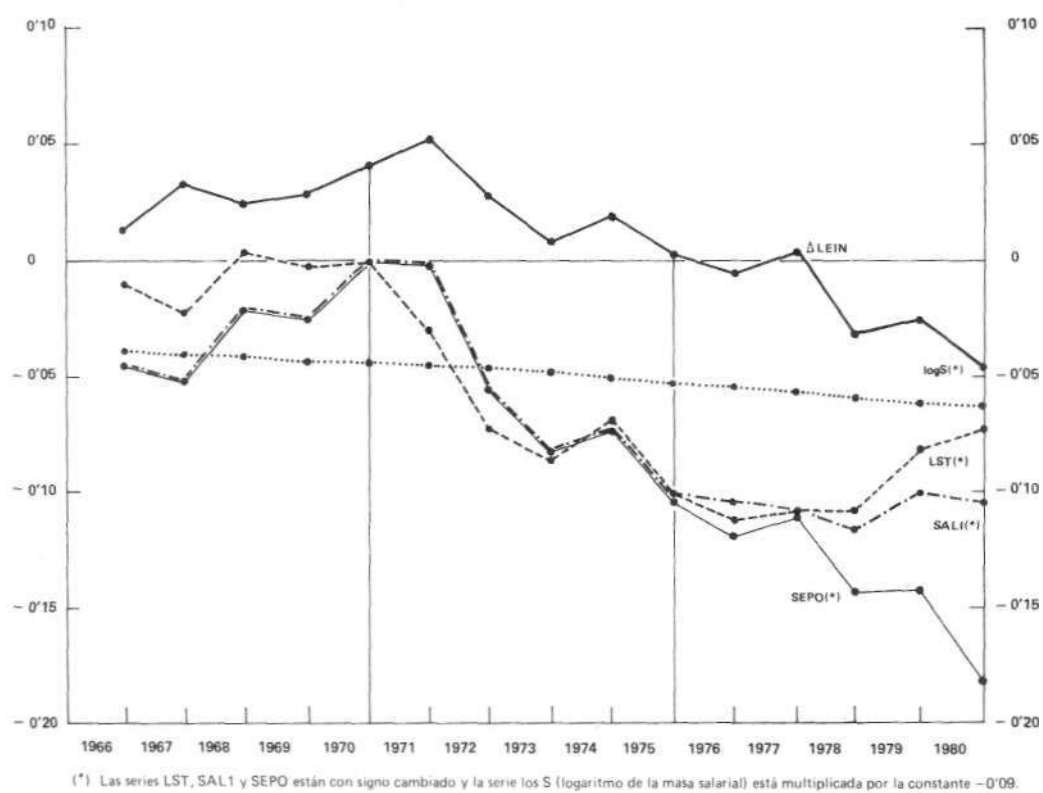
Modelo	Variables explicativas	Coefficientes (1)	SCR (2)	Número residuos		
(27)	SEPO	$c = 0,051 (\pm 0,004)$ $\omega_{02} = -0,369 (\pm 0,07)$ $\delta_{12} = 0,327 (\pm 0,17)$	0,00074	14	$r_1 = -0,115$ $r_2 = -0,087$ $r_3 = -0,069$	$v_0 = 0,369$ $v_1 = -0,121$ $v_2 = -0,039$
(28)	SAL1	$c = 0,069 (\pm 0,01)$ $\omega_{02} = -0,295 (\pm 0,05)$ $\delta_{12} = 0,69 (\pm 0,10)$	0,00161	14	$r_1 = 0,01$ $r_2 = -0,01$ $r_3 = -0,21$	$v_0 = -0,295$ $v_1 = -0,204$ $v_2 = -0,140$
(29)	LST	$c = 0,094 (\pm 0,04)$ $\omega_{02} = -0,22 (\pm 0,03)$ $\delta_{12} = 0,87 (\pm 0,06)$	0,00158	14	$r_1 = -0,09$ $r_2 = -0,14$ $r_3 = -0,21$	$v_0 = -0,22$ $v_1 = -0,19$ $v_2 = -0,17$
(31)	SEPO T75	$c = 0,044 (\pm 0,004)$ $\omega_{02} = -0,363 (\pm 0,07)$ $\omega_{03} = -0,004 (\pm 0,002)$	0,00061	14	$r_1 = -0,15$ $r_2 = -0,23$ $r_3 = -0,21$	$v_0 = -0,36$ $v_j = 0 \quad j > 0$
(32)	SAL1 T75	$c = 0,042 (\pm 0,005)$ $\omega_{02} = -0,287 (\pm 0,08)$ $\omega_{03} = -0,0085 (\pm 0,002)$	0,00092	14	$r_1 = -0,15$ $r_2 = -0,15$ $r_3 = -0,36$	$v_0 = -0,287$ $v_j = 0 \quad j > 0$
(33)	SEPO T77	$c = 0,045 (\pm 0,004)$ $\omega_{02} = -0,399 (\pm 0,06)$ $\omega_{03} = -0,0053 (\pm 0,002)$	0,00057	14	$r_1 = -0,20$ $r_2 = -0,18$ $r_3 = -0,12$	
(34)	SAL1 T77	$c = 0,044 (\pm 0,004)$ $\omega_{02} = 0,387 (\pm 0,066)$ $\omega_{03} = 0,012 (\pm 0,002)$	0,00078	14	$r_1 = -0,35$ $r_2 = -0,04$ $r_3 = -0,16$	
(38)	SEPO177 SEPO278	$c = 0,044 (\pm 0,003)$ $\omega_{04} = -0,384 (\pm 0,045)$ $\omega_{05} = -0,510 (\pm 0,031)$	0,00042	14	$r_1 = -0,05$ $r_2 = -0,26$ $r_3 = -0,27$	
(40)	T77 SAL1177 SAL1278	$c = 0,044 (\pm 0,004)$ $\omega_{03} = -0,006 (\pm 0,004)$ $\omega_{04} = -0,380 (\pm 0,006)$ $\omega_{05} = -0,564 (\pm 0,13)$	0,00062	14	$r_1 = -0,10$ $r_2 = -0,25$ $r_3 = -0,33$	

(1) Entre paréntesis la desviación estándar de los coeficientes.

(2) SCR = suma de cuadrados de los residuos.

(3) Valores del correlograma de los residuos.

EMPLEO Y SALARIOS



ajustes [28] y [29] existe una diferencia importante entre ellos. Así, mientras en [29] la ganancia de la función de respuesta de ALEIN a un impulso de SALÍ es de -0,99, en [28] la correspondiente ganancia respecto LST es de - 2,03. Esta diferencia en las funciones de respuesta a los salarios no se debe a los impactos iniciales, sino a la mayor prolongación de tal función en el tiempo, en el caso de la variable LST. Si observamos que:

$$SAL_t = LST_t + LNT_t,$$

donde LNT, es el logaritmo de la serie de ocupados (en número índice) menos el logaritmo de la serie de asalariados (en número índice), tenemos que los efectos de LST y LNT sobre ALEIN no son homogéneos, sino que el de LNT parece de menor duración en el tiempo.

De los ajustes mencionados, la diferencia importante se registra al comparar [27], que introduce una aproximación de la productividad en condiciones normales de utilización de los factores de producción, con [28] y [29]. En efecto, la suma de cuadrados residual en [27] es la mitad de [28] o [29]. La estructura dinámica de [27] difiere también bastante de las estimadas en [29] y sobre todo en [28]. En [27] el impacto inicial es más de la mitad del impacto total, que prácticamente se alcanza al final del segundo retardo.

Volviendo al ajuste obtenido con [27], tenemos que es conveniente descomponer la evolución de la tasa de empleo en dos partes. Una que recoja la contribución en la misma de SEPO y otra el elemento residual. La primera, que denominaremos $\overline{SEPO}^{(27)}$ será:

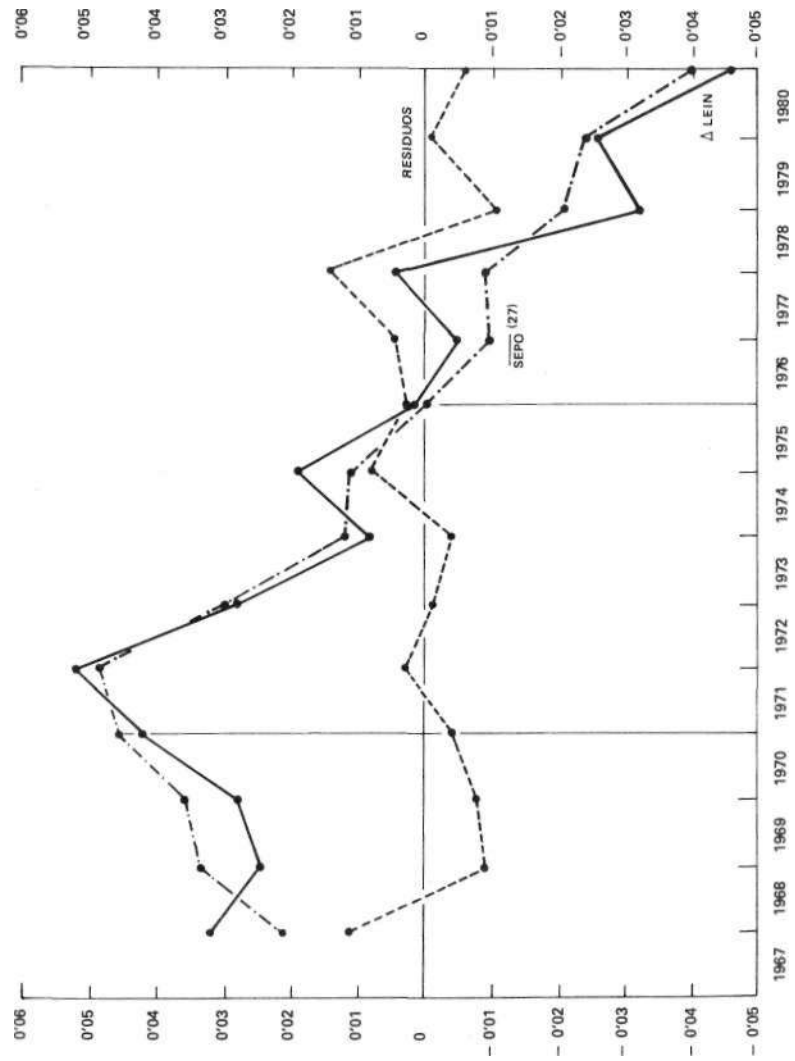
$$\overline{SEPO}_t^{(27)} = 0,051 - \frac{0,369}{1 - 0,327L} SEPO_t,$$

con lo que:

$$\Delta LEIN_t = \overline{SEPO}_t^{(27)} + a_t^{(27)}.$$

En el gráfico 17 se representan las variables ALEIN, $\overline{SEPO}^{(27)}$ y $a^{(27)}$. En él vemos que el modelo recoge el aspecto tendencial de

DESCOMPOSICION DEL MODELO (27)



ALEIN y la desviación estándar de $a^{(27)}$ es (0,82 %) ligeramente inferior a la de $a^{(7)}$ (0,85 %) del modelo univariante. Es decir, se ha logrado una explicación de ALEIN tan aceptable como la obtenida con el modelo [7] de la sección 3, pero con la ventaja de que eso se hace a través de una variable explicativa.

EFFECTOS TENDENCIALES EN LA EVOLUCIÓN RECIENTE DEL EMPLEO

En la sección anterior hemos visto que los ajustes con SEPO son preferibles a los obtenidos con SALÍ y LST. En la medida en que la productividad por ocupación máxima, que se incorpora en SEPO, sea una aproximación mejor de la productividad en condiciones normales de utilización de los factores de producción que la mera productividad observada, los resultados anteriores favorecen la hipótesis de que tal productividad de largo plazo es la relevante en las decisiones de demanda del factor trabajo.

Respecto a este punto, parece necesario realizar ciertas matizaciones. En el gráfico 16 se ve que la diferencia fundamental entre SEPO con LST y SALÍ radica en la fuerte caída de SEPO (con signo cambiado) a partir de 1975, mientras que LST y SALÍ, entre 1975 y 1980, mantienen su nivel. En nuestro modelo la constante c representa la tasa natural de crecimiento del empleo, que vendrá dada por la tasa de variación de la producción en estado de crecimiento estable menos el crecimiento de la productividad. Ahora bien, si en los últimos años esa tasa de crecimiento en equilibrio de la producción ha ido disminuyendo, se han incorporado innovaciones tecnológicas que han supuesto aumentos de productividad o ambas cosas, tendríamos que, de las variables LST, SALÍ y SEPO, sólo esta última estaría altamente correlacionada con tales cambios. Esta posible correlación de SEPO, en la última parte de la muestra, con otras variables influyentes en la determinación del empleo es de especial interés en nuestro caso, en el que, como hemos visto en la sección 4, los tres factores de producción, trabajo, capital y energía, se han encarecido, durante los últimos años, respecto al producto.

La consecuencia de todo lo anterior es que si ha ocurrido

alguno de los fenómenos mencionados, los cuales no están recogidos de forma explícita en el modelo, pero están correlacionados con SEPO, el valor absoluto de la influencia de SEPO, en la determinación de la tasa de empleo, está sesgada al alza (23). Para explorar dicha posibilidad de sesgo se consideró, primero, un modelo del tipo [27], pero en el que se permitía que la ordenada en el origen, en vez de ser constante, tuviese un cierto valor hasta 1975 y otro diferente desde 1976. Los resultados de esa estimación dieron que tales valores no eran significativamente distintos entre sí. Un segundo paso consistió en investigar si ese posible cambio de valor de la ordenada tenía lugar de forma paulatina y no bruscamente de un año a otro, como se consideró en el caso anterior. Para ello introduzcamos una variable artificial con valores cero, hasta 1975, y unos, desde 1975; denominémosla S75 y consideremos modelos del tipo:

$$\Delta \text{LEIN}_t = c + f_2(\omega_2, \delta_2) \text{ SUP}_t + f_3(\omega_3, \delta_3) \text{ S75}_t + a_t, \quad [30]$$

en donde la variable SUP, salario por unidad de producto puede ser SEPO, SALI o LST, $f_2(\omega_2, \delta_2)$ puede tomar la forma de ω_2 o $\omega_2/(1 - \delta_{12}L)$ y $f_3(\omega_3, \delta_3)$ la de ω_3 o $\omega_3/(1 - \delta_{13}L)$. Un resumen de las distintas estimaciones obtenidas para las diferentes alternativas consideradas en [30] se dan en el cuadro 5. En él se observa que el mejor ajuste con LST es muy similar al obtenido con [29], con lo que $f_3(\omega_3, \delta_3) \text{ S75}_t$ no tiene apenas influencia en este caso. Con SALI y SEPO se consigue mejorar los resultados obtenidos en [28] y [27], respectivamente, pero en ambos casos δ_{12} toma un valor muy próximo a cero y no significativamente distinto de cero y δ_{13} toma un valor muy próximo a la unidad. Para su igual a la unidad, se cumple que $\text{S75}/(1 - \delta_{13}L)$ es una variable tendencia con valores cero hasta 1974 y valores 1, 2, 3, ... desde 1975. Si denominamos T75 a tal variable, podemos formular, de acuerdo con los resultados del cuadro 5, los modelos:

$$\Delta \text{LEIN}_t = c + \omega_{02} \text{ SEPO}_t + \omega_{03} \text{ T75}_t + a_t^{(31)} \quad \text{y} \quad [31]$$

$$\Delta \text{LEIN}_t = c + \omega_{02} \text{ SALI}_t + \omega_{03} \text{ T75}_t + a_t^{(32)}. \quad [32]$$

(23) Es decir, con SEPO no se estará aproximando únicamente el efecto de los salarios reales partidos por la productividad, sino que recogerá también parte de la influencia de los factores mencionados.

ESTIMACIONES DEL EMPLEO CON DISTINTAS PRODUCTIV

Estimaciones con el modelo: $ALEIN_t = c + f_2(\omega_2, \delta_2)$ (salario por unidad

		$f_3(\omega, \delta)$	
		ω_3	$\frac{\omega_3}{1 - \delta_{13}L}$
$f_2(\omega, \delta)$	ω_2	<p><i>SEPO:</i> SCR = 0,00083 $\hat{\omega}_3 \approx 0$</p> <p><i>SALI:</i> SCR = 0,00252</p> <p><i>LST:</i> SCR = 0,00339 $\hat{\omega}_{12} \approx 0$</p>	<p><i>SEPO:</i> SCR = 0,00076 $\hat{\omega}_3 > 0$ $\hat{\delta}_{12} \approx -1$</p> <p><i>SALI:</i> SCR = 0,00237 $\hat{\omega}_3 \approx 0$ $\hat{\delta}_{13} < -1$</p> <p><i>LST:</i> SCR = 0,00173 $\hat{\omega}_2$:N.S. ajuste explicado principalmente con variables artificiales.</p>
	$\frac{\omega_2}{1 - \delta_{12}L}$	<p><i>SEPO:</i> SCR = 0,00073 $\hat{\omega}_{13}$: N. S.</p> <p><i>SALI:</i> SCR = 0,00267 $\hat{\omega}_2 \approx 0$ $\hat{\omega}_{13} < 0$ $\hat{\delta}_{12} < -1$ (?)</p> <p><i>LST:</i> SCR = 0,00267 $\hat{\omega}_2$:N.S. $\hat{\delta}_{12} < -1$ (?)</p>	<p><i>SEPO:</i> SCR = 0,00060 $\hat{\delta}_{12} \approx 0$ $\hat{\delta}_{13} \approx 1$</p> <p><i>SALI:</i> SCR = 0,00122 $\hat{\delta}_{12} \approx 0$ $\hat{\delta}_{13} = 0,89 (\pm 0,16)$</p> <p><i>LST:</i> SCR = 0,00154 ningún parámetro significativamente distinto de cero.</p>

SCR: Suma de cuadrados de los residuos.

N.S.: Valor no significativamente distinto de cero.

(?): Resultados de difícil interpretación teórica.

Las estimaciones de ambos se dan en el cuadro 4 y si comparamos dichas estimaciones entre sí, se observa de nuevo que con SEPO se obtiene un ajuste mejor. Entre ellos hay también una diferencia de importancia. Así, mientras el efecto de la tendencia en el ajuste con SEPO consiste en aumentar en un 0,44 % cada año el descenso del empleo, en el ajuste con SALÍ tal efecto es del 0,85 %. Si calculamos

$$\begin{aligned}\overline{\text{SEPO}}_t^{(31)} &= 0,044 - 0,363 \text{ SEPO}_t \text{ y} \\ \overline{\text{SAL1}}_t^{(32)} &= 0,042 - 0,287 \text{ SAL1}_t,\end{aligned}$$

tenemos que $\text{SAL1}_t^{(32)}$ ha ido disminuyendo en la década de los setenta, pero no ha llegado a ser negativo y, en consecuencia, las tasas negativas registradas en el empleo a partir de 1976 son debidas, principalmente, según el modelo [32], al factor tendencia, ©03 T75. Por el contrario $\text{SEPO}_t^{(31)}$ no sólo ha ido disminuyendo, sino que a partir de 1978 es negativo, con lo que los valores negativos de ALEIN en los últimos años son debidos, según el modelo [31], en parte a SEPO y en parte a la tendencia. Así, el descenso del 4,6 % del empleo en 1980 respecto el año anterior se reparte en un 2,14% debido a SEPO y en un 2,4% al factor tendencial.

La variable T75, se ha considerado porque observamos que las ventajas de SEPO sobre SALÍ se daban a partir de 1975, pero es posible que si el modelo del empleo debe de incluir una tendencia ésta no tenga por qué comenzar en 1975. Así, pues, se probó con distintas variables tendencia que empezaban en los diferentes años, desde 1972 a 1978. Los mejores resultados se obtuvieron con la que tomaba valores no nulos a partir de 1977. Si denominamos T77, a dicha tendencia, podemos formular los modelos:

$$\Delta \text{LEIN}_t = c + \omega_{02} \text{ SEPO}_t + \omega_{03} \text{ T77}_t + a_t^{(33)} \text{ y [33]}$$

$$\Delta \text{LEIN}_t = c + \omega_{02} \text{ SAL1}_t + \omega_{03} \text{ T77}_t + a_t^{(34)}, \text{ [34]}$$

cuyas estimaciones se recogen en el cuadro 4, en donde se observa que, con [33], la suma de cuadrados residual es menor que con [34]. A partir de los resultados del modelo [33] podemos calcular:

$$\overline{SEPO}_t^{(33)} = 0,045 - 0,399 SEPO_t \text{ y}$$

$$\overline{T77}_t^{(33)} = -0,0053 T77_t,$$

con lo que

$$\Delta LEIN_t = \overline{SEPO}_t^{(33)} + \overline{T77}_t^{(33)} + a_t^{(33)}. \quad [35]$$

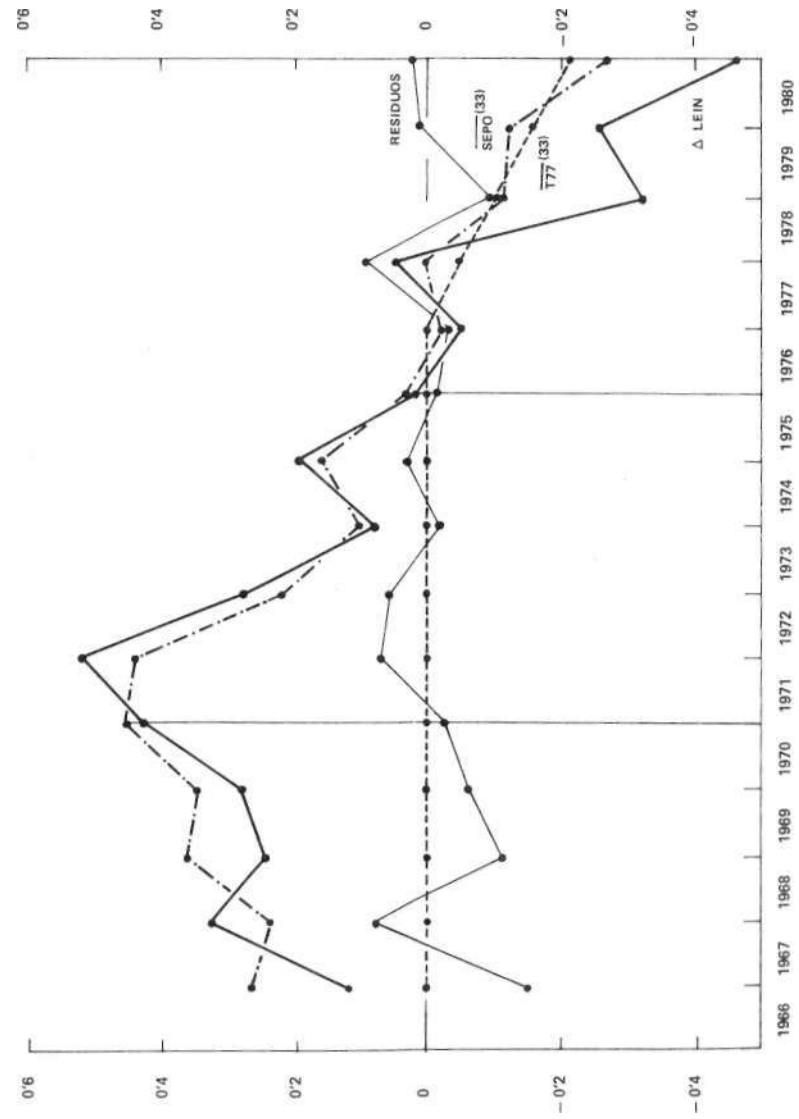
De forma similar, a partir de los resultados del modelo [34] podemos calcular $\overline{SALÍ}_t^{(34)}$, $\overline{T77}_t^{(34)}$ y $a_t^{(34)}$ y escribir:

$$\Delta LEIN_t = \overline{SALÍ}_t^{(34)} + \overline{T77}_t^{(34)} + a_t^{(34)}. \quad [36]$$

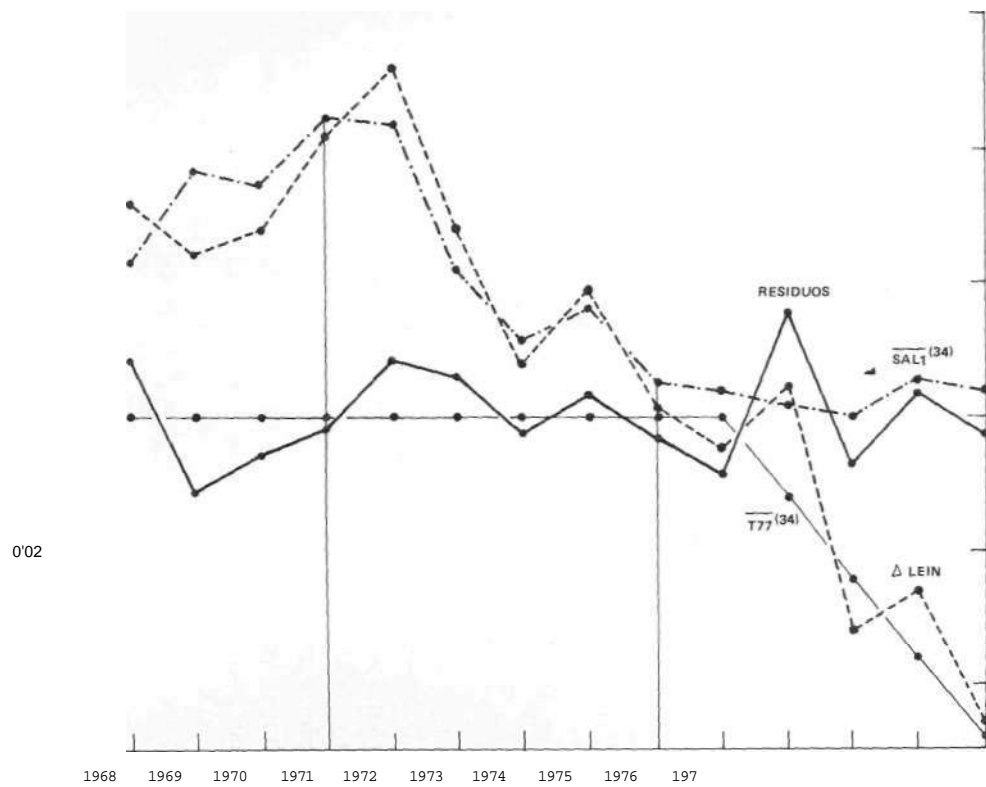
En el gráfico 18 se da la descomposición de ALEIN según [35] y en el gráfico 19 la descomposición según [36]. De la comparación entre ambos obtenemos de nuevo que, con SALÍ, los valores negativos de la tasa de variación del empleo se deben a la tendencia y, con SEPO, en parte son motivadas por la evolución de esta variable y en parte por el componente tendencial.

Es interesante comparar los resultados de [27] con los de [33]. En [27] SEPO influye en la determinación de la tasa de variación del empleo a través de un esquema de retardos racionales distribuidos y en [33] SEPO sólo tiene un efecto contemporáneo, pero en esta última ecuación se incorpora un elemento tendencial determinístico. El ajuste de [33] es preferible al de [27], pues la desviación estándar porcentual de $a_t^{(33)}$ es de 0,72 %, mientras que la de $a_t^{(27)}$ es de 0,82 %. Si comparamos las descomposiciones de ALEIN según los modelos [27] y [33] vemos, en los correspondientes gráficos 17 y 18, que las contribuciones de $SEPO^{(27)}$ y $SEPO^{(33)}$ difieren, de forma importante, a partir de 1976. Los retardos racionales que aparecen en [27] pueden necesitarse para captar un proceso de ajuste de la demanda del factor trabajo a variaciones de su costo. Ahora bien, si por distintas razones institucionales, como los programas de jubilación anticipada, la mayor cobertura del seguro de desempleo, los nuevos esquemas de indemnización por excedencia, etc., este proceso de ajuste en los últimos años se está realizando con mayor rapidez, el modelo debiera reflejar esos dos regímenes de comportamiento en el período muestral considerado. En [27] esa diferenciación no se recoge y por tal razón un modelo, como [33], que aunque de forma

I



DESCOMPOSICIÓN DEL MODELO [34]



o.

imperfecta distingue, a través de T77 (24), dos situaciones muestrales diferentes se revela como preferible para explicar los datos (25). El escoger a [33] sobre [27] no quiere decir que no exista un proceso de ajuste entre empleo y salarios, sino que con la información disponible no es posible captarlo, dado que muy probablemente tal proceso no ha sido uniforme en el tiempo. Con ello es importante el distinguir diferentes regímenes en la muestra y esto se aproxima mejor con [33] que con [27].

Ante la inclusión de T77 en el modelo [33] se podría argumentar que la tendencia aparece en el mismo para captar el hecho de que la variable salario por unidad de producto tiene, a partir de 1977, una influencia mayor en la determinación de la tasa de empleo. De acuerdo con esto el modelo a considerar debiera ser:

$$\Delta \text{LEIN}_t = c + \omega_{04} \text{SEPO } 176_t + \omega_{05} \text{SEPO } 277_t + a_t^{(37)}, \quad [37]$$

en donde SEPO 176 toma los valores de SEPO hasta 1976 y ceros en el resto y SEPO 277 toma los valores de SEPO desde 1977 y ceros anteriormente.

Al estimar [37] nos encontramos que la diferencia entre α_4 (- 0,410; \pm 0,061) y α_5 (- 0,498; \pm 0,038) no es significativamente distinta de cero, por los criterios habituales (26). La suma de cuadrados residual en [37], 0,00065, es también superior a la de [33]. Podemos, pues, rechazar [37] en favor de [33]. No obstante, en el gráfico 2 se observa que el año en que la tasa de empleo sufrió un descenso importante, situándose a partir de tal fecha en valores negativos del 3 % o más, es 1978 y no 1977. Esta consideración nos llevaría a estimar el modelo:

$$\Delta \text{LEIN}_t = c + \omega_{04} \text{SEPO } 177_t + \omega_{05} \text{SEPO } 278_t + a_t^{(38)}, \quad [38]$$

(24) Hemos comentado antes la dificultad de interpretar la tendencia, tema sobre el que volveremos más adelante, pero señalemos que si se explora en qué medida es debida a variaciones del coste de la energía y se realizan tales ensayos añadiendo a [33] una nueva variable, bien sea salario por persona partido por los precios de la energía o bien sea los precios relativos de la energía respecto al producto, en ningún caso tales variables aparecen como significativas ni se mejora el ajuste con ellas.

(25) Modelos que recojan mejor el posible cambio en el proceso de ajuste no se pueden contemplar disponiendo solamente de quince datos anuales.

(26) La desviación estándar de $(\alpha_4 - \alpha_5)$ tiene un valor aproximado de 0,05.

en donde las variables explicativas se obtienen de la forma vista en el modelo [37], pero ahora SEPO 177 toma valores no nulos hasta 1977 inclusive y SEPO 278 desde 1978. Los resultados de la estimación se dan en el cuadro 4. En [38] la correlación entre los parámetros estimados es alta, $\text{cor}(\hat{c}, \hat{\omega}_{04}) = -0,82$, $\text{cor}(\hat{c}, \hat{\omega}_{05}) = -0,67$, $\text{cor}(\hat{\omega}_{04}, \hat{\omega}_{05}) = 0,55$, pero el ajuste, medido como de costumbre por la suma de cuadrados residual, es mejor que el obtenido en [33]. Sin embargo, creemos que existen razones para no rechazar éste en favor de [38]. Por una parte, es aceptable la idea, recogida en [38], de que el salario por unidad de producto tiene mayor incidencia en el empleo, en los últimos tres años, que antes. Según [38], esta incidencia habría aumentado en un 33 %. Pero, por otra parte, según comentábamos anteriormente, cabe suponer que la correlación de SEPO 278 con los factores omitidos en la ecuación es mucho más elevada que lo era la de SEPO con ellos en [33], máxime cuando este último tiene otra variable adicional, T77, que las puede estar aproximando (27). Si esto fuese así, no sería conveniente utilizar [38] para simular el futuro, pues estaríamos dando a los salarios una incidencia excesiva. Por la posible correlación con los factores omitidos nos parece más aconsejable utilizar [33] que [38], aunque el tema, planteado en este último modelo, de una mayor incidencia salarial en el empleo, creemos que es uno de los de mayor interés para ser tratado en estudios posteriores.

Antes de abandonar la discusión planteada en los párrafos anteriores puede ser ilustrativo ver qué ocurre en un modelo con la variable SALÍ truncada en dos partes como hemos hecho en [38] con SEPO. Así, el modelo:

$$\Delta \text{LEIN}_t = c + \omega_{04} \text{SAL1 } 177_t + \omega_{05} \text{SAL1 } 278_t + a_t^{(39)}, \quad [39]$$

en donde SALÍ 177 y SALÍ 278 se han construido a partir de SALÍ del mismo modo que obtuvimos SEPO 177 y SEPO 278 con los datos de SEPO, se estiman valores notablemente distintos para ω_{04} (-0,396) y ω_{05} (-0,740). La suma de cuadrados residual (SCR) es de 0,00077, lo que no supone mejora apreciable respecto

(27) Si se añade T77 en el modelo [38], su coeficiente no resulta significativo ni se mejora el ajuste.

la SCR de [34] que era de 0,00078. Sin embargo, si añadimos T77 a [39] y formulamos el modelo:

$$\Delta \text{LEIN}_t = c + \omega_{03} \text{T77}_t + \omega_{04} \text{SAL1 177}_t + \omega_{05} \text{SAL1 278}_t + a_t^{(40)}, \quad [40]$$

vemos en el resumen de su estimación, recogido en el cuadro 4, que: a) [40] supone un mejor ajuste que [34] y [39]; b) los coeficientes de los salarios pasan de $\omega_{04} = -0,380$ a $\omega_{05} = -0,564$; c) es un cambio de la magnitud obtenida para SEPO en [38], y d) el coeficiente de la tendencia, $\omega_{03} = -0,0063$, tiene en un orden de magnitud muy inferior al del modelo [34], si bien algo superior al de [33]. Sobre ω_{03} podemos decir que su valor, aunque no es significativamente distinto de cero, es aceptable.

El modelo [40] además de ser el mejor modelo obtenido con la variable SALÍ, supone un ajuste muy similar al obtenido en [33] con SEPO. Los inconvenientes de [40] son, además del mencionado sobre ω_{03} , las fuertes correlaciones entre los parámetros, ya que la de ω_{04} con c es de $-0,82$ y la de ω_{05} con ω_{03} de $-0,90$. No parece, pues, conveniente rechazar [33] en favor de [40], pero este último es el que mejor nos puede ilustrar sobre el cambio de la incidencia salarial en el empleo, en los últimos años. Si en [40] hacemos

$$\overline{\text{SAL1}}_t^{(40)} = 0,044 - 0,380 \text{SAL1 177}_t - 0,564 \text{SAL1 278}_t \text{ y } \overline{\text{T77}}_t^{(40)} = -0,0063 \text{T77}_t,$$

tenemos que

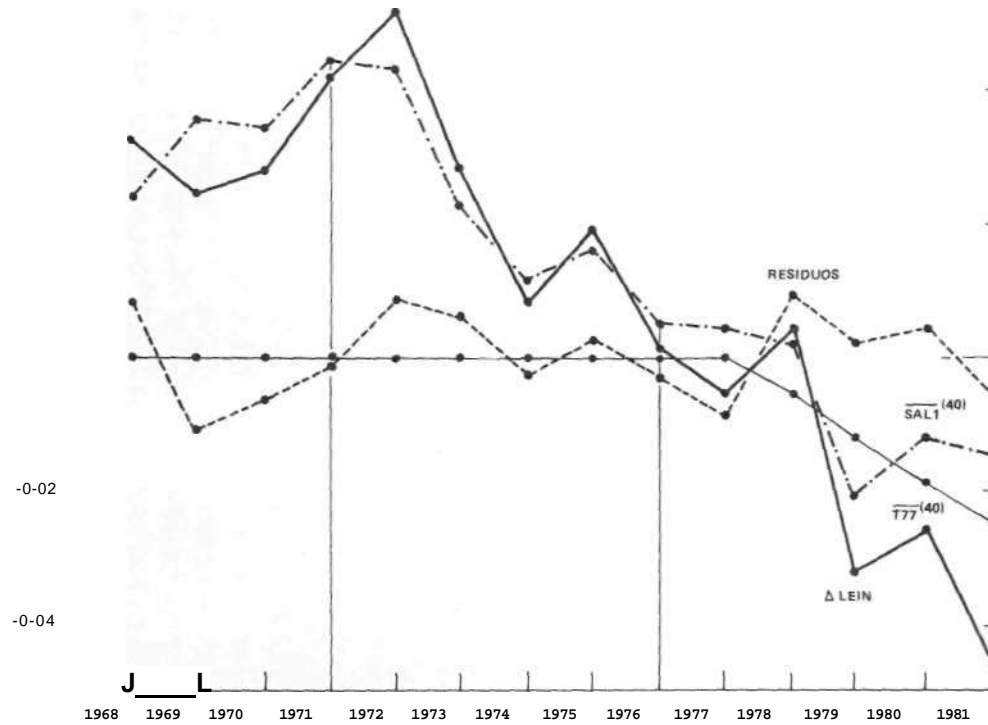
$$\Delta \text{LEIN}_t = \overline{\text{SAL1}}_t^{(40)} + \overline{\text{T77}}_t^{(40)} + a_t^{(40)}.$$

Esta descomposición se da en el gráfico 20. En él vemos que el 4,6 % de descenso del empleo en 1980 se reparte así: 1,5 % debido a $\text{SAL1}^{(40)}$, 2,5 % a la tendencia y 0,6 al residuo.

En los modelos utilizados existe un proceso de realimentación entre las variables explicativas y la tasa de variación del empleo que hará que las estimaciones presentadas estén sesgadas y esto habrá que tenerlo en cuenta a la hora de interpretar los resultados (28). Sin embargo, los distintos resultados presentados no

(28) Este problema está presente en todo modelo uniecuacional que trate de explicar el empleo en función del salario y la producción y el afrontarlo mediante variables instrumentales es una solución más teórica que factible.

DESCOMPOSICIÓN DEL MODELO [40]



parecen indicar que tales sesgos sean mayores cuando se utiliza SEPO que cuando se utiliza SALÍ. Además, dada la definición de SEPO en [20], si la descomponemos en:

$SE_t = \log IS_t - LEIN_t$ (salario bruto por asalariado) y

$POM_t = \log IP_t - \log IOM_t$ (productividad por ocupación máxima),

y utilizamos SE_t y POM_t para formular el modelo:

$$\Delta LEIN_t = c + \omega_{021}SE_t + \omega_{022}POM_t + \omega_{03}T77_t + a_t, \quad [41]$$

tenemos que en la estimación de [41], se obtienen para 0021 y 0022 los valores -0,417 ($\pm 0,10$) y 0,419 ($\pm 0,10$), respectivamente, lo que indica que no es probable que SE_t produzca sesgos distintos de POM_t .

En la definición de SEPO y SALÍ entra $\log E$ que también aparece en la definición de la tasa de variación del empleo. Este problema se da en todo modelo en que se explique ésta en función del salario por persona, independientemente de como se obtengan los valores de esta última variable. Las diferentes formas de evaluarla conducirían a cifras con más o menos error de medida, pero el problema de simultaneidad con la variable dependiente será el mismo. De hecho, es el viejo problema de explicar la cantidad vendida de un bien en función de un índice de su precio, pues este último es función del valor de las transacciones y la cantidad. Este efecto de simultaneidad será menor cuanto más impedimentos existan para realizar modificaciones rápidas de los precios. En efecto, lo importante no es que en la definición de los precios entren las cantidades, sino que aquéllos puedan considerarse exógenos, es decir, que en la determinación de los mismos no influyan las cantidades. Asimismo, en nuestro caso lo esencial no es que el logaritmo del empleo entre en la definición de SEPO y SALÍ, sino si la magnitud económica que tales variables representan es exógena respecto de la tasa de variación del empleo. Dicha magnitud es la divergencia entre los salarios reales y la productividad real y parece, que si somos capaces de medirla bien, se pueden aducir razones por las que tal divergencia no viene determinada por la tasa de empleo, bajo el supuesto de que la oferta de trabajo es

completamente elástica respecto al precio (29). En este sentido, puede apuntarse que la simultaneidad entre ALEIN y SEPO no produce, posiblemente, sesgos importantes en los resultados.

En cuanto a la cuestión de que los errores de medida de ALEIN pueden estar correlacionados con los de SEPO por incluir ambos el empleo en su definición, lo cual causaría un problema de simultaneidad, podemos decir que mayores problemas, por tal motivo, tendríamos entre ALEIN y ASEPO. En efecto, esta última variable incluye a toda la primera en su definición. Sin embargo, en un modelo del tipo:

$$\Delta \text{LEIN}_t = c + \omega_1 \Delta \text{LICPIB}_t + \omega_2 \Delta \text{SEPO}_t + \omega_3 \text{T77}_t + a_t, \quad [42]$$

el auste que se obtiene es muy malo, la suma de cuadrados residual (0,00223) es cuatro veces la del modelo [33] y, además, en [42] sólo el coeficiente ω_3 es significativamente distinto de cero.

Respecto a que en la construcción de SEPO la ocupación máxima se mantenga constante desde 1977, y el número de asalariados vaya descendiendo, podría presentar la duda de si desde tal fecha en adelante las mejoras en el ajuste con SEPO son debidas exclusivamente al término (LEIN, - log IOM,) (30). Para investigar este punto denominaremos:

$$\text{SP}_t = \log \text{ISt} - \log \text{IP}_t \text{ y} \quad [43]$$

$$\text{EOM} = \text{LEIN}_t - \log \text{IOM}_t, \quad [44]$$

con lo que:

$$\text{SEPO}_t = \text{SP} - \text{EOM}_t. \quad [45]$$

De modo similar SEP0278, lo descompondremos de la forma:

$$\text{SEP0278}_t = \text{SP278}_t - \text{EOM278}_t. \quad [46]$$

(29) Las condiciones reales se aproximan a las de este supuesto en situaciones de paro elevado y de ajuste del empleo a la baja, ya que en tales casos los salarios de aceptación de los trabajadores responden con dificultad y retraso a las contracciones de la demanda del factor trabajo.

(30) Agradezco a Jesús Albarracín que me planteara la discusión más a fondo de este punto.

Si en [33] o en [38] sustituimos SEPO y SEP0278 por sus componentes según [45] y [46], en ambos casos los coeficientes de los componentes tienen signos contrarios y, en valor absoluto, no son significativamente distintos entre sí. Estos últimos ajustes no suponen tampoco mejora respecto [33] y [38]. Resultados similares se obtienen con los modelos [34] y [40] descomponiendo SALÍ en SP y EO, donde EO, = LEIN, - log 10, y SAL1278 en SP278 y E0278. Todo parece, pues, indicar que el problema de simultaneidad mencionado no es uno de los aspectos más graves de los modelos presentados en este trabajo.

Conviene advertir que las series de salarios por unidad de producto, utilizadas en este trabajo, tienen en el numerador la masa salarial total, mientras que en el denominador aparece el empleo referido solamente a mayores de dieciséis años, en vez del empleo total, es decir, el referido a mayores de catorce años. Este es un error del que no hemos sido conscientes durante la realización de la investigación, sino que hemos sido advertidos del mismo una vez finalizada ésta, en la etapa de discusión del trabajo (31). Construyendo SEPO con los asalariados y ocupación máxima, ambos referidos al colectivo de mayores de catorce años, obtenemos la variable SEPO 14 que se representa en el gráfico 21 (32). En él se observa que SEP014 coincide con SEPO en casi toda la muestra, excepto en los cuatro últimos años, en los que toma valores superiores. En consecuencia, el error cometido por utilizar SEPO en vez de SEPO 14 será pequeño. En efecto, si reestimamos [27], [33] y [38] sustituyendo SEPO por SEPO 14, observamos, véase cuadro 6, que los ajustes son muy similares a los obtenidos con SEPO. La mayor diferencia se registra en los coeficientes del modelo [33], no en el ajuste global, en donde con SEPO 14 la contribución de la tendencia en la caída del empleo en 1980 es de 1,7 puntos en vez de 2,1 que se obtienen con SEPO. Tenemos, pues, que el error cometido por utilizar SEPO en vez de SEPO 14 parece muy pequeño y que no afecta a los resultados presentados.

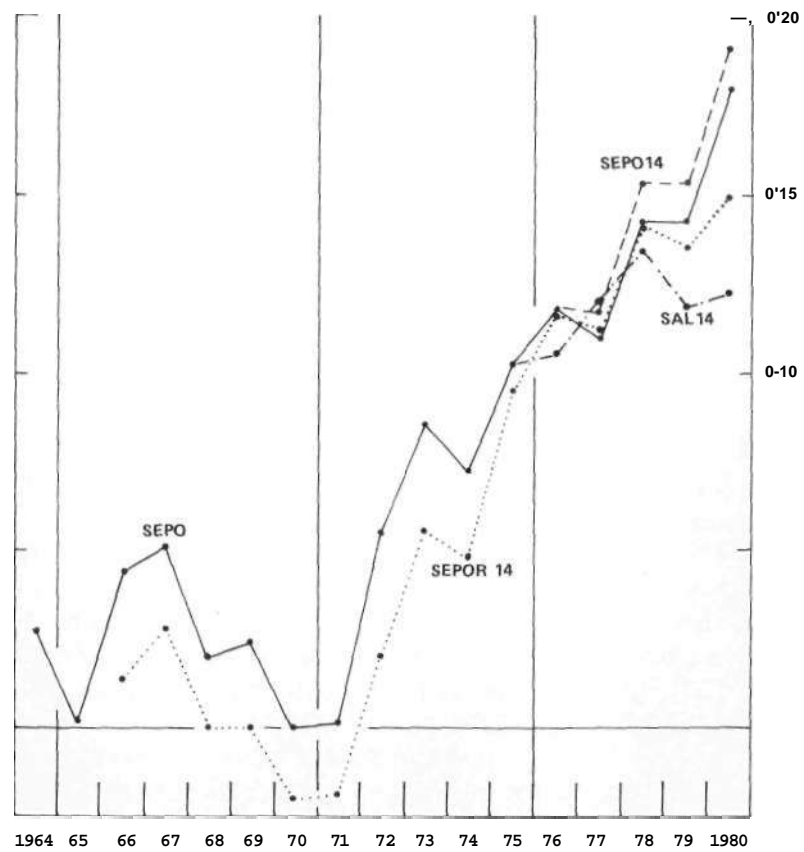
De las estimaciones realizadas tenemos que, con la variable SEPO, el modelo preferible es [33] y con la variable SALÍ el [40]. Las diferencias entre SEPO y SALÍ se vieron en la sección anterior y se recogen claramente en el gráfico 16. Para interpretar

(31) Estoy agradecido a Ana Sánchez por advertirme el error.

(32) En el gráfico se incluye también la variable SAL 14, que es la variable SALÍ, pero referida al colectivo de mayores de catorce años.

GRÁFICO 21.

SALARIO POR UNIDAD DE PRODUCTO



mejor los resultados obtenidos puede ser conveniente construir una serie de salario por unidad de producto intermedia entre SALÍ y SEPO, basada en una productividad que sea menor que la aparente, pero mayor que la productividad por ocupación máxima. Para ello vamos a utilizar la productividad por ocupación media ponderada (POMP) (33). Si denominamos ocupación media ponderada a:

$$IOMP_t = \frac{1}{3} (IO_t + IO_{t-1} + IO_{t-2}), \quad [47]$$

donde la letra I se refiere al hecho de que la ocupación, O., se mide en número índice con base 100 en 1970 (34), tenemos que la variable POMP nos viene dada por:

$$\log POMP_t = \log IP_t - \log IOMP_t. \quad [48]$$

Con ello podemos construir la siguiente serie de salario por unidad de producto:

$$SEPOR14_t = \log IS_t - LEIN_t - \log IP_t + \log IOMP_t, \quad [49]$$

que se representa en el gráfico 21. Con ella se han estimado los modelos [27], [33] y [38], sustituyendo SEPO por SEPOR14 y los resultados se dan en el cuadro 6. En él se ve que, con el modelo [27], hay diferencias importantes en el ajuste global con una y otra variable, debido quizá a que la función de retardos distribuidos especificada para SEPOR14 no es suficiente. En los otros dos modelos el ajuste global es muy similar, y, ciñéndonos al modelo [33], que posiblemente es el de mayor interés, tenemos que la sustitución de SEPO por SEPOR14 se traduce, principalmente, en una mayor importancia del elemento tendencial. En efecto, si utilizando los resultados de la estimación:

$$\Delta LEIN = c + \omega_2 SEPOR14 + \omega_3 T77_t + a_t, \quad [50]$$

$$\text{construimos: } SEPOR14_t = 0,0035 - 0,333 \text{ SEPOR14}_t, \text{ y} \quad [51]$$

(33) Estoy agradecido a Agustín Maravall por sugerirme esta medida de productividad.

(34) En este caso los ocupados se refieren al colectivo de mayores de catorce años.

Modelo	Variables	Coeficientes (b)			Suma de cuadrados residual		
		SEPO	SEPOR14	SEPO 14	SEPO	SEPOR14	SEPOH
(27)	Constante Salarios	0,051 coo2-0,369 812 0,327	0,0368 -0,331 0,295	0,0493 - 0,3693 0,2602	0,00074	0,00107	0,00066
(33)	Constante Salarios T77	0,045 coo4- 0,399 coo3- 0,0053	0,035 ^{1c1} - 0,333 - 0,0069	0,0449 ^{k>} - 0,3909 - 0,0042	0,00057	0,00065	0,00058
(38)	Constante Salarios 177 Salarios 278	0,044 «" cemí- 0,384 0)05- 0,51	0,035 ^{d»} - 0,329 - 0,491	0,044 ^d - 0,3727 - 0,4738	0,00042	0,00052	0,00044

- (a) Las tres estimaciones que se presentan por modelo corresponden a que en la variable salario p
- (b) La desviación estándar de los coeficientes con SEPO se da en el cuadro 4. Las correspondie
- (c) Si se añade la variable ALICPIB, a este modelo, el coeficiente estimado para la misma no es sig
- (d) Si se añade la variable T77, a este modelo, el coeficiente estimado para la misma no es, en

$$\overline{T77}^{(50)} = -0,0069 T77_t,$$

podemos descomponer ALEIN de la forma:

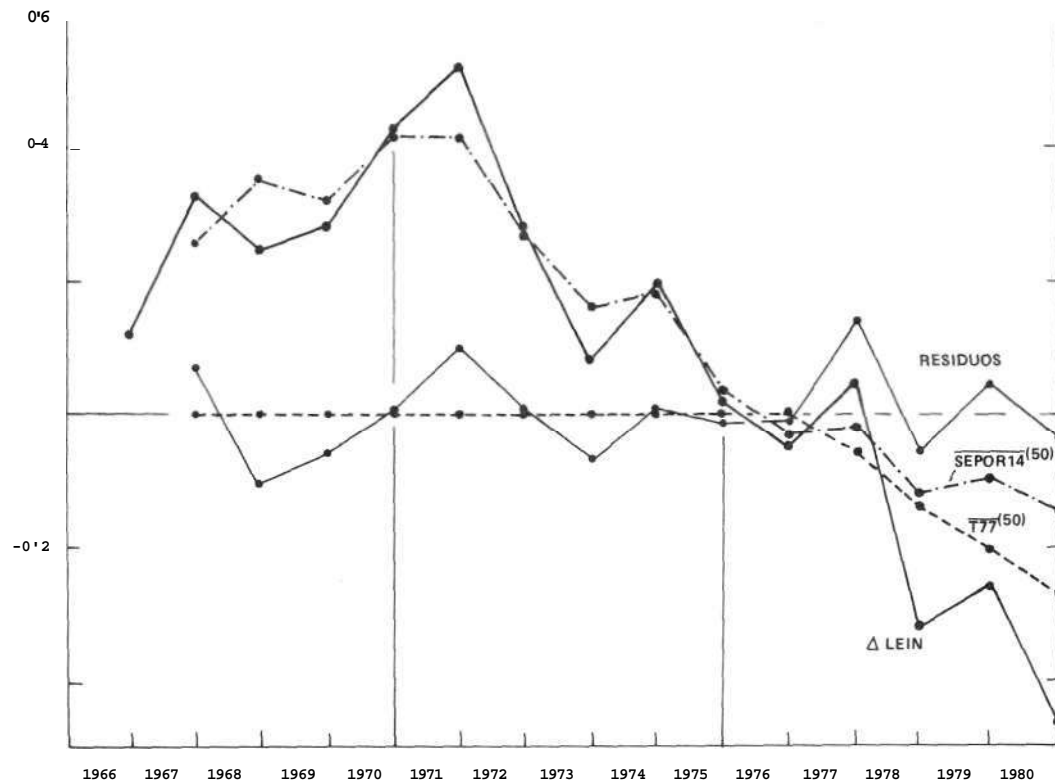
$$\Delta \text{LEIN} = \overline{\text{SEPOR14}}_t^{(50)} + \overline{T77}_t^{(50)} + a_t^{(50)}.$$

Esta descomposición se representa en el gráfico 22. Comparando este gráfico con el 18 —descomposición del modelo [33] que incluye la variable SEPO— vemos, por ejemplo, que la caída del 4,66 % del empleo en 1980, 2,1 puntos, es debida a T77 [33] en el ajuste con SEPO, mientras que en el ajuste con SEPOR14 el componente T77 [50] contribuye con 2,8 puntos.

La conclusión de todo esto es que la sustitución de la productividad de ocupación máxima por la productividad de ocupación media ponderada no parece que cambia la esencia de los ajustes considerados, pero sí se detecta, al utilizar la ocupación media ponderada, que para los últimos años de la muestra la importancia de los salarios disminuye y aumenta la contribución negativa del efecto tendencial (35).

(35) Obsérvese que, al contrario de lo que ocurre en el modelo [40] con la variable SALÍ, el efecto tendencia desaparece si se permite, véase nota (34) al cuadro 6, que el efecto de SEPOR14 en el empleo sea distinto desde 1978.

DESCOMPOSICIÓN DEL MODELO [50]



CONCLUSIONES

En este trabajo nos hemos propuesto explorar la posibilidad de estimar una relación econométrica para la determinación de la tasa de variación del empleo. La evolución de dicha tasa ha venido marcada por una fuerte tendencia a la baja, a partir de 1972, como vimos en el estudio univariante de la misma, en la sección 3, y como se refleja en el modelo [7]. En el cuadro 7 se recogen los modelos más interesantes de este trabajo. Nuestro enfoque en la construcción de un modelo econométrico para el empleo ha consistido en incluir como variables explicativas, el coste salarial real partido por la productividad y las desviaciones de la producción sobre su senda en la hipótesis de utilización normal de los factores de producción, y explorar si la tasa natural del empleo ha cambiado en el tiempo. Respecto, a la producción hemos comentado, en la sección 6, la dificultad de estimar el elemento tendencial de la misma. Al sustituir en este trabajo las mencionadas desviaciones de la producción por sus incrementos hemos visto que éstos no aparecían como significativos, lo cual hay que interpretarlo, principalmente, en el sentido de que éstos son una mala aproximación de aquéllas y no como que las oscilaciones de la producción no influyen en el empleo.

Respecto al coste salarial por unidad de producto hemos visto que si se construye utilizando lo que hemos denominado productividad por ocupación máxima, se obtienen mejores resultados que incorporando la simple productividad aparente. Así, con el modelo [27] tenemos un ajuste para la tasa de empleo en función de unos retardos racionales sobre el salario.

El problema de la posible evolución de la tasa natural de empleo en la muestra considerada, se presenta junto con un posible cambio del efecto de los salarios en el empleo. El modelo [33]

incorpora una tendencia que podría explicarse como una evolución de la tasa natural del empleo en los últimos años. Este ajuste es mejor que el anterior [27], y nosotros lo destacamos como preferible.

La productividad por ocupación máxima y la productividad aparente son dos medidas sesgadas de la productividad marginal en condiciones normales de producción. Otra medida de productividad, también sesgada pero intermedia entre ambas, es lo que hemos denominado productividad por ocupación media ponderada, con la que hemos formulado la variable de salario por unidad de producto, SEPOR14. Si en [33] sustituimos SEPO por SEPOR14, tenemos el modelo [50] que presenta un ajuste muy similar a [33], aunque con una mayor incidencia del efecto tendencial. Cualquiera de estos dos modelos [33] o [50] son los que nosotros recomendamos, pero tenemos que advertir que sólo se pueden utilizar para simular el comportamiento del empleo en el futuro inmediato si incorporamos información *a priori* sobre la evolución de la tendencia fuera del período muestral considerado en este estudio. Para ello recordemos que la tasa natural del empleo depende, positivamente, de la tasa de crecimiento del producto «normal» y, negativamente, de las mejoras en el progreso técnico. Sobre la primera parece aceptable afirmar que ha experimentado valores cada vez menores en los últimos años (36) y sobre la segunda también es fácil convenir que la incorporación de las mejoras técnicas ha ido recientemente en aumento en la economía española. Sin embargo, es posible que en estos momentos ambos efectos se hayan estabilizado y en tal sentido el suponer que el efecto negativo de la tendencia va a continuar aumentando parece excesivo. A falta de mejor información, es preferible simular tales modelos suponiendo que el efecto tendencial se estabiliza al nivel estimado para el mismo en 1980.

En el modelo [38] se recoge una incidencia negativa más marcada de los costes salariales en el empleo, a partir de 1978. Muy posiblemente un fenómeno de este tipo se haya dado en la economía española, pero su estimación a través de un modelo que incluye solamente los salarios como variable explicativa es peligroso, pues los costes salariales en la última parte de la muestra (SEPO 278,) pueden estar muy correlacionados con otras varia-

(36) Al menos los estudios en curso sobre la estimación de una tendencia al PIB no agrario muestran una tasa de crecimiento cada vez menor en los últimos años.

bles que en este período estén causando una caída de la tasa natural del empleo. En este sentido, es preferible evaluar el cambio del efecto salarial con el modelo [40], en donde se incluye una tendencia, aunque el salario por unidad de producto que aparece en él se define con la productividad aparente.

Los modelos expuestos en este trabajo están sujetos, como hemos mencionado repetidamente, a errores por especificación incorrecta del modelo teórico generador de los datos. No obstante, creemos que esos errores pueden ser menores con los modelos elegidos [33] o [50], y, en cualquier caso, los modelos recogidos en el cuadro 7 sirven para ilustrarnos las facetas más importantes de la evolución del empleo. Estas las podemos resumir así:

a) La tendencia negativa registrada por el empleo en los años setenta no se explica con un modelo de acelerador flexible sobre la producción.

b) El efecto cíclico que, al menos en teoría, la producción tiene sobre el empleo no se recoge en este trabajo, debido a la mala especificación utilizada para la correspondiente variable explicativa y a que la variable salario real por unidad de producto incluye, en su definición, las oscilaciones cíclicas de la producción.

c) El coste salarial real por unidad de producto (SUP) aparece, en los esquemas considerados en este estudio, como una variable importante para explicar el empleo en la muestra considerada de la economía española.

d) En la definición de SUP es preferible aproximar la productividad marginal en condiciones normales mediante la productividad por ocupación máxima, en lugar de hacerlo a través de la productividad aparente (37). No obstante, aquella también incorpora en su definición oscilaciones en la producción que, en parte, pueden ser debidas a oscilaciones de la demanda agregada.

e) Hay indicios de que la incidencia de los costes salariales en la tasa de empleo ha aumentado, en valor absoluto, en los últimos años. Sin embargo, su cuantificación queda muy incierta debido a que se confunde con una mayor aceleración del proceso de ajuste del empleo y a que en los datos de salarios y productividad

(37) Ambas son medidas sesgadas de la productividad marginal. Otra medida, también sesgada, pero intermedia entre las dos citadas, es la productividad por ocupación media ponderada, con la que se ha estimado el modelo [50].

empleados existen, posiblemente, errores de medición que cambian de signo a lo largo de la muestra.

f) La tasa natural de crecimiento del empleo, que viene dada por la tasa de variación de la producción, en condiciones normales de utilización de los factores, menos el crecimiento de la productividad en tales condiciones, parece haber ido disminuyendo en los últimos años. Situándose, en 1980, a la mitad del valor constante estimado para el período 1966-1976.

g) En esta evolución negativa de la tasa natural del empleo no se puede distinguir, con la especificación utilizada, qué porcentaje es debido a la contracción de la demanda final y qué otro a la evolución de los costes relativos de los factores de producción y el progreso técnico.

h) Como se desprende de d y g, los modelos de este trabajo no sirven para separar causalidades en el sentido de que la variable SEPO recoja exclusivamente los efectos sobre el empleo de los salarios reales por unidad de producto, y que la tendencia T77 recoja los efectos sobre aquél de la contracción de la demanda final, del producto potencial o de ambas. Pero los resultados obtenidos señalan que todos estos efectos están presentes.

Finalmente diremos que un aspecto interesante, puesto de manifiesto en este trabajo, es el de que con un modelo anual y con pocas observaciones importa mucho la formulación del mismo, y la creencia de que cualquier especificación, aunque sea imperfecta, captará lo esencial de la variable dependiente, es falsa. En nuestro caso, la explicación de la tasa de variación del empleo a través de un modelo de acelerador flexible sobre la producción, tiene un R^2 de 0,70, pero no mejora la explicación que de aquél se obtiene con un modelo univariante. Sin embargo, con el modelo finalmente propuesto [33], se superan los resultados univariantes y el estadístico R^2 del modelo toma el valor de 0,94.

CUADRO 7

RESUMEN DE LOS PRINCIPALES MODELOS ESTIMADOS PARA LA
TASA DE VARIACIÓN DEL EMPLEO (I)

(8) Modelo univariante con tendencia determinística

$$\Delta \text{LEIN}_t = 4,43 + 0,035T_t - 0,0043(T72)^2_t + a_t^{(8)}$$

$$\sigma_a = 0,0079$$

MODELOS ECONÓMICOS ICÓN PRODUCTIVIDAD POR OCUPACIÓN MÁXIMA»

(27) Un modelo de retardos racionales distribuidos sobre el salario por unidad de producto

$$\Delta \text{LEIN}_t = 0,051 - \frac{0,369}{1 - 0,327L} \text{SEPO}_t + a_t^{(27)}$$

$$\sigma_a = 0,0082$$

(33) Un modelo con tendencia y salario por unidad de producto

$$\Delta \text{LEIN}_t = 0,045 - 0,399 \text{SEPO}_t - 0,0053 T77_t + a_t^{(33)}$$

$$\sigma_a = 0,0072$$

$$(0,0064)$$

(38) Un modelo con distinto efecto temporal de los salarios

$$\Delta \text{LEIN}_t = 0,044 - 0,384 \text{SEPO177}_t - 0,510 \text{SEPO 278}_t + a_t^{(38)}$$

$$\sigma_a = 0,0062$$

MODELOS ECONÓMICOS ICÓN PRODUCTIVIDAD APARENTE)

$$(40) \Delta \text{LEIN}_t = 0,044 - 0,380 \text{SAL1 177}_t - 0,564 \text{SAL 278}_t - 0,006 T77 + a_t^{(40)}$$

$$\sigma_a = 0,0079$$

$$(0,0067)$$

MODELOS ECONÓMICOS ICÓN PRODUCTIVIDAD POR OCUPACIÓN MEDIA
PONDERADA)

$$(50) \Delta \text{LEIN}_t = 0,035 - 0,333 \text{SEPORA4}_t - 0,0069 T77_t + a_t^{(50)}$$

$$\sigma_a = 0,0077$$

$$(0,0068)$$

(I) Los valores de las a_t están corregidos por grados de libertad. Entre paréntesis se da el valor sin esa corrección.

1

1

1

1

1

BIBLIOGRAFÍA

- ANDERSON, T. W. (1971): *The Statistical Analysis of Time Series*, Wiley, New York.
- BORCHAN, C., y W. W. EBANKS (197#): «The Phase-average trend: a new way of measuring economic growth», *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*.
- ESPASA, A. (1978 a): *Estimación y selección de modelos econométricos dinámicos*. Estudios económicos núm. 11, Servicio de Estudios del Banco de España.
- ESPASA, A. (1978 b): *El paro registrado rito agrícola 1964-76: un ejercicio de análisis estadístico univariante de series económicas*. Estudios económicos núm. 15, Servicio de Estudios del Banco de España.
- ESPASA, A. (1981): «La estimación de los componentes tendencial y cíclico de los indicadores económicos», Banco de España, Servicio de Estudios, documento de trabajo 88102.
- JONSON, P. D.; R. BATTELLINO, y F. C. >^{MPBELL} (1978): «Unemployment: an econometric dissection», research discussion paper núm. 7802, Reserve Bank of Australia.
- KLEIN, L. R., y V. LONG (1973): «Capacity Utilisation: Concept, measurement and recent estimates», *Brookings Papers of Economic Activity*.
- MARTÍNEZ MÉNDEZ, P.: *El proceso de ajuste de la economía española*, Estudios económicos núm. 23, Servicio de Estudios del Banco de España.
- MAYES, D. G. (1981): *Applications of Econometrics*, Prentice Hall International.
- RODRÍGUEZ, J., y R. SÁNZ (1982): «Trimestralización del producto interior bruto por ramas de actividad», Servicio de Estudios del Banco de España, documento de trabajo 8211.
- ROJO, L. A. (1981): «Desempleo y factores reales», *Papeles de Economía Española* núm. 28, págs. 124-136.

APÉNDICE I
DATOS ESTADÍSTICOS
Por Julio Rodríguez

SERIES DE EMPLEO NO AGRÍCOLA DEL SECTOR PRIVADO: COMENTARIO A LA METODOLOGÍA

Las series de empleo asalariado no agrario del sector privado de la economía se han obtenido a partir de los resultados de la encuesta de Población Activa (EPA) del INE. El diseño metodológico de esta última se ha visto modificado con relativa frecuencia, lo que ha dado lugar a que las series históricas de resultados de la misma no sean homogéneas y, por tanto, no puedan utilizarse directamente en los trabajos empíricos. De entre los numerosos trabajos efectuados de homogeneización de dichas series el realizado por el Ministerio de Economía ha sido el de más alcance (1). Las series obtenidas en dicho trabajo cubren a las principales variables de la EPA (activos, ocupados y parados), pero no incluyen la serie de asalariados ni la de sus componentes. Junto a esto último la estimación citada se realizó para la población de 14 y más años y no para la de 16 años en adelante, que es la forma en la que se presentan, desde 1980, los resultados de la EPA.

De las dos series de asalariados no agrarios del sector privado que aparecen en el presente apéndice estadístico, la correspondiente a activos de 14 y más años aparece como la más fiable. Para obtener la misma, entre 1964 y 1978 se aplicaron a las series de ocupados estimadas por el Ministerio de Economía las tasas medias anuales de asalarización (2) proporcionadas por la EPA en cada uno de sus resultados directamente publicados. Este procedimiento permitió obtener la serie de asalariados desglosada en las ramas de actividad básicas (agricultura, industria, construcción y

(1) «Población, actividad y ocupación en España (reconstrucción de las series históricas, 1960-1978)». Ministerio de Economía. Grupo de trabajo sobre empleo, Madrid, 1979.

(2) Tasa de asalarización: número de asalariados dividido por el total de ocupados en cada rama de actividad.

servicios). Por otra parte, la serie de asalariados del sector público se obtuvo de los resultados directos de la EPA, puesto que los cambios básicos de metodología efectuados en esta última no ha afectado decisivamente a dicha serie. El problema consiste en que dentro de lo que la EPA denomina «sector público» se incluyen los funcionarios de las Administraciones Públicas y también los asalariados con empleo en empresas públicas y en organismos autónomos comerciales, asalariados estos últimos que no tienen en muchos casos carácter de funcionarios, y que, por tanto, participan en numerosas ocasiones de la problemática del sector privado de la economía.

La serie de asalariados no agrarios del sector privado de 14 y más años se obtuvo deduciendo del total estimado de asalariados los correspondientes al sector primario (no hay desglose en la EPA entre el subsector agrario y la pesca) y también los correspondientes al sector público. Los inconvenientes ya citados de esta última serie afectan a la calidad estadística del resultado obtenido.

Para obtener la serie de asalariados no agrarios del sector privado de 16 y más años se arrancó de los resultados directos de la EPA disponibles para dicha variable desde el tercer trimestre de 1976, con las limitaciones ya advertidas respecto de la serie de asalariados del sector público. Los valores correspondientes al período comprendido entre 1964 y 1976 se estimaron aplicando coeficientes reductores a las series de 14 y más años obtenidos según la metodología antes descrita. Los coeficientes empleados resultaron de comparar los valores de ambas series en el segundo semestre de 1976, puesto que se ha dispuesto de los resultados de la EPA para las mismas desde el tercer trimestre de 1976. Los resultados obtenidos para 16 y más años entre 1964 y 1976 es posible que tengan un sesgo al alza, por la menor tasa de actividad de la población de 14 y 15 años en 1976 con respecto al período precedente de la serie.

Las dos series de asalariados no agrarios del sector privado que aparecen en este apéndice, son, pues, el resultado de homogeneizar valores obtenidos en la EPA con metodologías diferentes. Es posible obtener resultados muy distintos de acuerdo con supuestos alternativos, por lo que conviene tener en cuenta el carácter aproximado de ambas series.

EMPLEO. MILES DE PERSONAS
NO AGRÍCOLA
Dieciséis y más años

Año	Ocupados (1)	Asalariados (2)	Asalariados sector público (3)	Ocupados sector privado (4) = (1) - (3)	Asalariados sector privado (5) - (2) - (3)
1964	7.132,6	5.424,9	861,4	6.271,2	4.563,5
1965	7.431,0	5.845,7	801,2	6.629,8	5.044,5
1966	7.533,0	5.890,4	783,9	6.749,1	5.106,5
1967	7.746,5	6.080,7	804,7	6.941,8	5.276,0
1968	7.871,1	6.200,4	793,2	7.077,9	5.407,2
1969	8.073,7	6.363,9	803,0	7.270,7	5.560,9
1970	8.259,3	6.654,6	852,0	7.407,3	5.802,6
1971	8.514,1	7.043,9	931,1	7.583,0	6.112,8
1972	8.847,9	7.239,2	949,3	7.898,6	6.289,9
1973	9.191,8	7.444,3	1.098,6	8.093,2	6.345,7
1974	9.464,0	7.645,4	1.276,7	8.287,3	6.468,7
1975	9.468,2	7.672,7	1.193,5	8.274,7	6.479,2
1976	9.460,7	7.742,5	1.296,3	8.164,4	6.446,2
1977	9.628,5	7.814,0	1.336,5	8.292,0	6.477,5
1978	9.510,3	7.704,6	1.433,5	8.076,8	6.271,1
1979	9.403,5	7.563,2	1.458,3	7.945,2	6.104,9
1980	9.184,8	7.336,5	1.509,5	7.675,3	5.827,0

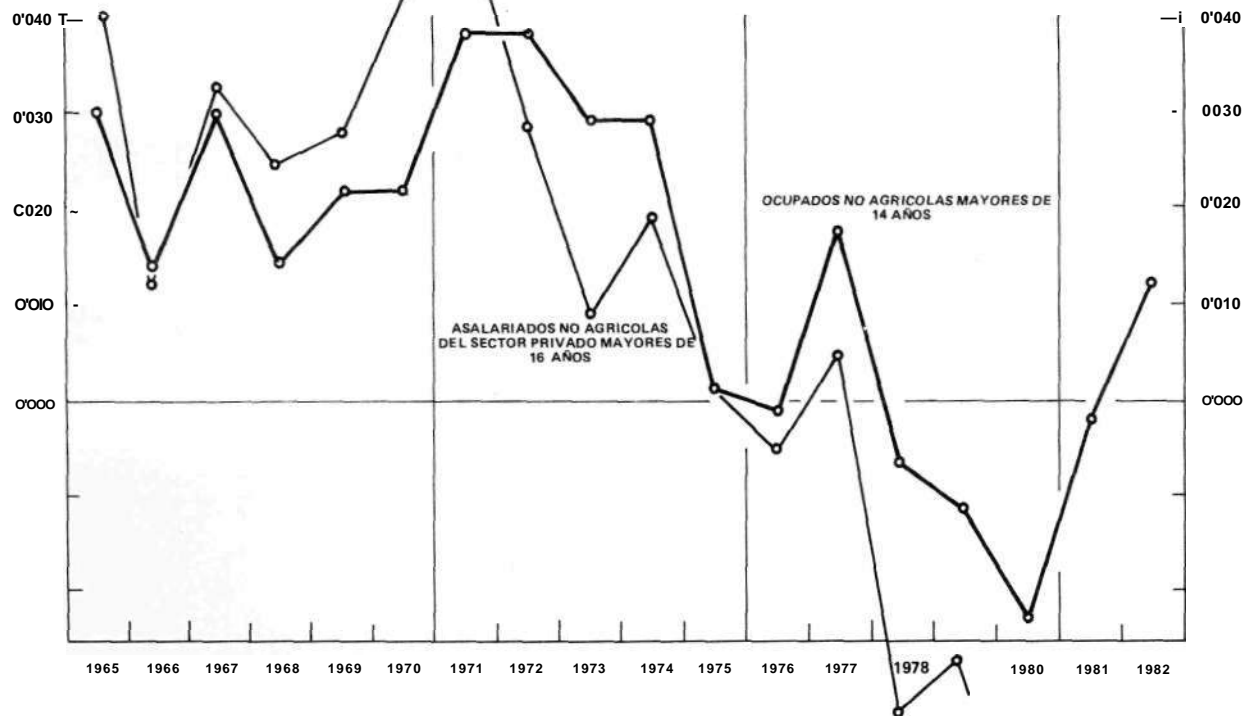
EMPLEO. MILES DE PERSONAS
NO AGRÍCOLA
Catorce y más años

Año	Ocupados (1)	Asalariados (2)	Asalariados sector público (3)	Ocupados sector privado (4) = (1) - (3)	Asalariados sector privado (5) = (2)-(3)
1964	7.501,4	5.578,5	867,3	6.634,1	4.711,2
1965	7.815,2	6.011,3	806,7	7.008,5	5.204,6
1966	7.922,5	6.057,2	789,3	7.133,2	5.267,9
1967	8.147,0	6.252,9	810,2	7.336,8	5.442,7
1968	8.278,0	6.376,0	798,7	7.479,3	5.577,3
1969	8.491,1	6.544,1	808,5	7.682,6	5.735,6
1970	8.686,3	6.843,1	857,9	7.828,4	5.985,2
1971	8.954,3	7.243,4	937,5	8.016,8	6.305,9
1972	9.305,3	7.444,2	955,8	8.349,5	6.488,4
1973	9.667,0	7.655,1	1.106,2	8.560,8	6.548,9
1974	9.953,3	7.861,9	1.184,8	8.768,5	6.677,1
1975	9.957,7	7.890,0	1.201,7	8.756,0	6.688,3
1976	9.949,8	7.954,8	1.304,4	8.645,4	6.650,4
1977	10.126,3	7.984,1	1.341,0	8.785,3	6.643,1
1978	10.049,9	7.848,2	1.437,6	8.612,3	6.410,6
1979	9.937,0	7.704,2	1.462,5	8.474,5	6.241,7
1980	9.705,9	7.473,2	1.513,8	8.192,1	5.959,4

TASAS DE VARIACIÓN DEL EMPLEO 1965-80
(Aproximadas por las primeras diferencias
de los logaritmos)

Ocupados no agrícolas; mayores de catorce años	Asalariados no agrícolas del sector privado mayores de dieciséis años
.030928	.1002
.014986	.0122
.030172	.0326
.014932	.0246
.022872	.028
.022821	.0426
.038503	.052
.038462	.0286
.029925	.0088
.029156	.0192
.0015059	.0017
-.0018074	-.0051
.017633	.0048
-.0076325	-.0324
-.011408	-.0268
-.023317	-.0466

TASAS DE VARIACIÓN DEL EMPLEO
(Aproximadas por las primeras diferencias de los logaritmos)
1965 - 1980



PIB NO AGRARIO EXCEPTO ADMINISTRACIONES PUBLICAS

Año	Pesetas constantes	Pesetas corrientes
1964	1.214,3	860,2
1965	1.347,9	1.011,1
1966	1.461,3	1.164,1
1967	1.540,4	1.319,5
1968	1.658,7	1.501,6
1969	1.831,0	1.709,7
1970	1.940,6	1.940,6
1971	2.038,0	2.196,4
1972	2.246,9	2.604,3
1973	2.444,3	3.138,0
1974	2.579,8	3.942,3
1975	2.610,4	4.663,9
1976	2.685,0	5.612,3
1977	2.789,1	7.119,0
1978 (2)	2.853,9	8.913,0
1979 (2)	2.891,9	10.381,9
1980 (2)	2.900,8(1)	11.971,1 (1)

- (1) Variación en términos reales VAAAPP = variación del consumo público: 3,5%.
Variación en términos monetarios VAAAPP = variación salarios sector público: 21,8%.
(2) Con posterioridad a la elaboración de este cuadro las cifras correspondientes de 1978 a 1980 fueron corregidas de la siguiente forma:

Año	Pesetas constantes	Pesetas corrientes
1978	2.844,9	8.801,0
1979	2.863,5	10.363,0
1980	2.875,1	11.868,0

SALARIO NETO POR PERSONA OCUPADA

Año	Encuesta de salarios (1)			Contabilidad nacional (2)			Convenios colectivos (2)
	Nominal	(3)	Tasa	Nominal	(3)	Tasa	
1964	42,5	46,5		81,1	56,1	—	
1965	49,7	54,4	16,9	87,9	60,8	8,4	
1966	57,8	63,2	16,3	104,1	72,0	18,4	
1967	66,1	72,3	14,4	111,9	77,4	7,5	
1968	72,0	78,8	8,9	120,5	83,3	7,7	
1969	80,5	88,1	11,8	133,5	92,3	10,8	
1970	91,4	100,0	13,5	144,6	100,0	8,3	
1971	103,7	113,5	13,5	159,1	110,0	10,0	
1972	120,4	131,7	16,1	190,5	131,7	19,7	
1973	142,4	155,8	18,3	230,3	159,3	20,9	11,4
1974	178,9	195,7	25,6	278,8	192,8	21,1	15,6
1975	229,3	250,9	28,2	334,1	231,1	19,8	21,4
1976	290,6	317,9	26,7	403,9	279,3	20,9	19,3
1977	371,1	406,0	27,7	501,0	346,5	24,0	25,0
1978	465,4	509,2	25,4	634,9	439,1	26,7	20,5
1979	570,1	623,7	22,5	731,2	505,7	15,2	14,1
1980	666,4	729,1	16,9	874,2	604,6	19,6	15,3

(1) Sector II, comercio, banca y seguros, transportes y comunicaciones (estos dos últimos desde 1978).

(2) Sector privado no agrícola.

(3) Valor de la serie en número índice.

CONTABILIDAD NACIONAL

Año	Masa salarial neta no agrícola privada (1)	(*)	Asalariados no agrícolas sector privada (2)	(»)	Valor cifra	Salario neto por persona ocupada	Tasa
						(3) = (1)/(2)	
1964	370,3	44,1	4.563,5	78,6	81,1	0,56	
1965	443,2	52,8	5.044,5	86,9	87,9	0,61	8,4
1966	531,4	63,3	5.106,0	88,0	104,1	0,72	18,4
1967	590,2	70,4	5.276,0	90,9	111,9	0,77	7,5
1968	651,7	77,7	5.407,2	93,2	120,5	0,84	7,7
1969	742,4	88,5	5.560,9	95,8	133,5	0,92	10,8
1970	838,9	100,0	5.802,6	100,0	144,6	1,00	8,3
1971	972,7	115,9	6.112,8	105,4	150,1	1,10	10,0
1972	1.198,3	142,8	6.289,9	108,4	190,5	1,32	19,7
1973	1.461,7	174,2	6.345,7	109,4	230,3	1,59	20,9
1974	1.803,7	215,0	6.468,7	111,5	278,8	1,93	21,1
1975	2.164,9	258,1	6.479,2	111,7	334,1	2,31	19,8
1976	2.603,4	310,3	6.446,2	111,1	403,9	2,79	20,9
1977	3.245,5	386,9	6.477,5	111,6	501,0	3,47	24,0
1978	3.981,6	474,6	6.271,1	108,1	634,9	4,39	26,7
1979	4.464,0	532,1	6.104,9	105,2	731,2	5,06	15,2
1980	5.093,8	607,2	5.827,0	100,4	874,2	6,05	19,6

(*) Valor de la serie en número índice 1970 = 100.
 (**) Valor de la serie en número índice 1970 = 1.

SALARIOS BRUTOS NO AGRÍCOLAS NO AAPP

1964 -	429,7
1965 -	514,7
1966 -	614,5
1967 -	705,6
1968 -	782,6
1969 -	895,0
1970 -	1.014,6
1971 -	1.184,0
1972 -	1.464,2
1973 -	1.789,4
1974 -	2.208,8
1975 -	2.698,8
1976 -	3.283,0
1977 -	4.145,8
1978 -	5.126,2
1979 -	5.875,5
1980 -	6.673,4